دراسات في التحليل الكمي الجزء الاول

الأستاذ الدكتور عادل عبد الحميد عز

دراسات في التحليل الكمي الجزءالاول

الأستاذ الدكتور عادل عبد الحميد عز

تتخذ الإنسان الكثير من الفرارات في حياته اليومية ٠٠٠ ولكن يلاحظ أن بعض هذه القرارات بتتخذ يطرق كينفينه تعتمد على حيرة الإنسان في الماضي والمعلومات المختربة في مقله وبعض العناصر أو المعلومات الشخصية المناحة ولكن من باحثة أخرى مكن إنخاذ القرارات بالإعتماد على الاساليب الكمية أو ما يمكن أن نظلق عليه أساليب الشحليل الكني - وهي بعنمد بصفة أساسية على بعض الاساليب الرياضة وإلاحصائية وأساليب بحوث العمليات وما بطلق عليه علم الإدارة ،

ومنذ الآت السبن والاسبان بنجذ الكسير من القرارات بالطرق الرياضية يغين النظر عن مستوى الرياضيات المنتخدمة - ولكننا بالافظ التطور الكبير الذي حدث منذ بدايه القرن الحالى وأدى إلى النوسع في إستخدام الاساليب الرياضية في إنجاذ القرارات .

وعما لاشك فيه أن إكتباف الحاسب الآلي وتطوره جبلاً بعد حيل أدى الى توسع كسير في إستخدام الاساليب الكبية أو الإعتباد عليها بصفة أساسية في إتخاذ القرارات الإدارية وكانت البدانة على بد فردرتك تيلور عند بداية هذا القرن ثم انسع بطاق إستخدامها خلال الحرب العالمية الثانية ،

ومهما كانت درجة إعتمادنا على الاساليب الكمية في إتخاذ القرارات إلا أننا لا نستطيع أن يفقل الكنير من العوامل الكنفية والشخصية التي تحكم إتخاذ القرار فمثلا عند الإعتماد على الاساليب الكمية لمقدير السكان في المستقبل ٥٠ هل مستطيق أن يفقل سياسة العولة ذماء القصية السكانية ؟ - عند تقدير الحجل في السقيل على سنطيق أن نفقل الكمير من القرارات الإقتصادية التي تتحذها الدولة عامر على عند التقديرات؟

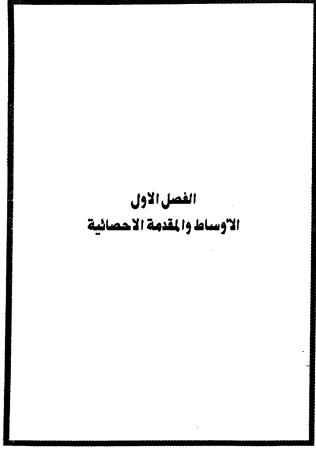
ع وعموها فإنه من المستجهل الإعتماد على الاساليب الكبية في إنجاد القرارات.

عادر مواقر السيانات الإحصائية الدفيقة واللازمة والتي تعتمد عليها مند إنجاد القرارات بإستخدام أساليب التحليل الكمي ونظم دعم القرارات :

كما بجدر الإشارة الهينظم المعلومات الإدارية السليمة والتي بعثبرها الطريق المنظم العصول على المسلومات الصحيحة لكل من بحثاج اليها من رجال الإدارة في الوقت المناسب والمكان المناسب .

وفد رأيت من واجبى أن أسجل بعض المعلومات اللازمة لأساليب التحليل الكنى من رباعية وإخصائية لطلاب الإدارة .

والله ولار التوفيق ١١١١١



الغطل الأول

مقاييس النزعة الهركزية

يهتم علم الإحصاء بتجميع البيانات الإحصائية عن ظاهرة معينة ثم تبويب هذه البيانات وعرضها بأسلوب لائق يستفيد منه متخذ القرار ثم تعليل هذه البيانات وسنهتم فى هذا الفصل بقليس النزعة للركزية Measures of Central Tendency

توجد أنواع كثيرة من المتوسطات أهمها :

1- الوسط الحسابي Mean :

الوسط الحسابي سُ لمجموعة من القيم س، ، س، ، س، س، ، س ن

<u>مجـس</u> ن

مثال ١ :

إذا أخذنا دخول الافراداً ، ب ، ج ، د . ه وكانت ٥٠٠،١٠٠٠ ١٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠

وأن الوسط الحسابي سَ = - مه + ١٥٠٠ + ١٠٠٠ - ٢٠٠٠ جنية

وكذلك نجد أن مجموع إنحرافات هذه القيم عن الوسط = ضفر

كل قيمة قد تتساوى مع الوسط الخشائى عثل دخل جـ • • • • ؛ بثيّة أو تقل عنه مثل دخل أ = • • ه جنيه ، هُـ أَ = • • ٢٠٠ جنية أو تزيد عنه مثل دُخُلُ كلّ من ب ، د = • • • ١ • • • ١ على الترتيب •

ولكن إذا قمنا محساب مجمل إمحرافات قيم دخل كل فرد عن الوسط الحساس لوجدما أن الجموع = صفر ممم كما يتصح من الجدول التالي :

الإنعراف عن الوسط الحسابي	الدغول	الافراد
a	٥	1
a	10	ب
صفر	1	ج
A	14	د
۸	۲	
صفر		

وهي ظاهرة عامة مهما كانت قيم الفردات -

ومن الظواهر الهامة أيضا اننا يمكن أن نختار وسطا فرضيا ، ثم نحصل على مجموع إنحرافات قيم المفردات عن هذا الوسط الفرضي ،

الوسط الفرضى = ض

الإنعراف - ح

الوسط الحسابي = ض + مجح

في المثال السابق:

نفرض أننا قدرنا الوسط الفرضي بمبلغ ٩٠٠ جنيه ٥٠٠ من - ٩٠٠ جنية

إنحرافات أ ، ب ، جـ ، د ، عـ عن الوسط الفرضي =

a. = 11. - 17. = V. - 4. + 1. + 7. + 2. - 6

1... = 1.. + 4.. =
$$\frac{a..}{a}$$
 + 4.. =

الوسط الحسابي للبيانات المبوبة :

فى آحد الفنادق شه	ی لدخول ۱۰۰۰ عامل ا	ل توزيع تكرار	فيما يلى جدوا
ف×ك	مركز الفئة	د العاملين	فئـــات عد
•	ف	ك	
18000	70.	۵۰	اقل من ۵۰۰
Va	Va	1	٠٠٠ واقل من ١٠٠٠
. 154	170.	4	١٠٠٠ واقل عن ١٠٠٠
٣٥٠	180.	۲	معما وأقلمن ٢٠٠٠٠
750	220	1	۲۰۰۰۰ و اقل هن۲۰۰۰۰
1570	170.	٠.	٥٠٠٠٠ واقل عن٢٠٠٠٠
1250		1	

الوسط الحسابي = م١٤٢٠ = ١٤٢٥

الوسيط

الوسيط هو القيمة الوسطير

مثال:

إذا كنائث دهبول أ ، ب ، جـ ، د ، هـ هـي ٢٠٠ ، ٢٠٠ ، ١٥٠ ، ٢٥٠ ، ٢٥٠ فيإنه للحصول على الوسيط يجب أن ترتب قيم المفردات إما تصاعدياً أو تنازلياً

الترتيب التصاعدي للقيم : ١٥٠ ، ٢٥٠ ، ٣٠٠ ، ٣٠٠ ، ٤٠٠ وحيث أن عدد المفردات فردي = ٥ فإن الوسيط هو قيمة المفردة رقم ٣ = ٢٥٠ جنية ٠

وإذا فرضنا في المشال السابق أن عدد المفردات = رقم زوجي ٦ مثلاً ٠٠٠٠ فإن قيمة الوسيط هي متوسط قيمتي المفردة رقم ٣ ، رقم ٤ كما يلي : دفسول الافسراد هي ١ ، ب ، ج ، د ، هـ ، و = ١٥٠ ، ٢٠٠ ، ٢٠٠ ، ٦٠٠ ، ٥ مه ، ٠٠٠ ترتيب القيم تصاعدياً ١٥٠ ، ٢٠٠ ، ٢٠٠ ، ٥٠٠ ، ١٥٠ ، ٦٠٠

الوسيط متوسط قيم المفردتين الثالثة والرابعة = $\frac{1}{\pi}$ (200 + 200) = 700

الحصول على قيمةالوسيط للبيانات المبوبة

في هذه الحالة نجد أن مجموع التكرارات هي التي تمثل عدد المفردات - فإذا كان لدينا جدول التوزيع التكراري لآجور ١٠٠ عامل في أحد المصانع أوهو مدد زوجي) . والمفردة رقم ان وبهذا تكون هناك ٤٩ مفردة منها أقل ، ٤٩ مفردة قيمها أكبر من الوسيط •••• كما يتضع من المثال الآتي :

النئزار	يومية بالجنية	لدخول ال	فئات ا
a .	من ۱۰	- أقل	صفر
10	۲.	-	1.
٥٥ (الفئة الوسيطة)	۲۰	-	۲.
80	٤٠	-	۲.
۲.	٥٠	-	٤.
•			

من الواضح أن الفئة الوسيطة هي الفئة من ٢٠ الى أقل من ٣٠ جنية لأن عدد التكرارات قبلها = ٥ + ١٥ = ٢٠ وبعدها = ٢٥ + ٢٠ = ٤٥

ولكن عندما ننتقل من الفئة الثانية إلى الفئة الثالثة فيكون التكرار الجمع للثلاث فئات = a + 1a + a = 0 - 0 + 1a + a = 0 -

مجموع الفردات للفئتين الأولى والثانية = a + a + = ٢٠ للمصول على قيمة الفردة رقم ه يبقى لنا

٥٠ مفردة - ٢٠ مفردة = ٣٠ مفردة قيمة المفردة رقم ٥٠ بالنسبة والتناسب

 $+ 10 = \frac{80}{6} \times \frac{80}{6}$ = ۸٫۵۸ جنیة

قيمة المفردة رقم ٥٠ = ٢٠ جنية (الحد الآدني للفئة الوسيطة) = ٨٥٨ = ٨٥٨، ٢٨ جنية

للعصول على قيضة المفردة رقم اه يطرح ٢٠ تكرار للفئتين الآولى والثانية من اه نعصل على ٣١

تكرارات الفئة الوسيطة = ٣٥

الوسيط = الحد الآدنى للفئة الوسيطة + طول الفئة الوسيطة $\times \frac{71}{8}$

74,A7 = 71 ×1 - + + -

1..

الوسيط = $\frac{1}{7}$ (۸۵, ۲۸ + ۲۸, ۲۸) = ۲۸,۷۲ جنية

المتجمع الصاعد كما يلى:	ا الرقم بإستخدام التكرار	, الوصول الى هذ	ويكن
التكرار المتجمع الصاعد	الحدود العليا للفثات	التكرارات	الفئسات
a	أقل من ١٠	a	صفر - ۱۰
۲.	أقل من ٢٠	10	r 1.
ه ۵ فئة الوسيط	أقل من ٣٠	80	T T.
∧•	أقل من ٤٠	70	٤٠ - ٣٠
1	أقل من ٥٠	ł <u>-</u>	ه ٤٠

المنوا*ل للبيانات المبوبة*

مثال:

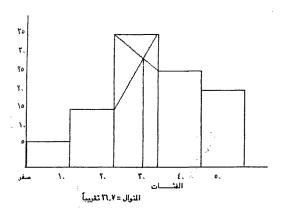
أحسب المنوال من جدول التوزيع التكراري التالي:

التكرار	الفئـــات
۵	صفر الى أقل من ١٠
. 10	r 1.
٣٥ فئة المنوال	T T.
50	٤٠ - ٣٠
٠. و	۵۰ - ٤٠
-	
1	
والحد الأدني لفئة المنوال = ل	المنوال = م
	تكرار فئة المنوال = ك
ر الفئة السابقة للمنوال = ك = ٢٠	تكرار فئة المنوال - تكرًا
ر الفئة اللاحقة للمنوال = ك٢ = ١٠	تكرار فئة المنوال - تكرا
	مدى قيمة المنوال = د

 $\frac{12}{1100} \times 4 \times 10^{-1}$

 $77,78 = 7,78 + 7 = \frac{7}{1.+7} \times 1.+7 =$

كما هكن حساب قيمة المنوال بالرسم البياني كما يلي:



بالإضافة الى الوسط الحسابي والوسيط والمنوال توجد أوساط أخرى ٠٠٠٠٠

الوسط الحسابي المرجح بأوزان معينة

بفرض أنك تستهلك السلع أ ، ب ، جـ بتكلفة للوحدة قدرها ١٠ ، ٧ ، ١٠ جنية على الترتيب للوحدة فإنك تقول بأن الوسط الحسابي لمتوسط تكلفة الوحدة

ولكن هذا الرقم قد يكون مضلة إذا كان هناك إختلاف في الكميات المستهلكة من كل نوع فإذا كان الإستهلاك من الانواع الثلاثة = 10 ، 0 ، 0 مل على الترتيب فإن المفروض أن يقترب الوسط من رقم ١٣ والذي يمثل المستهلك منه ٨٠٪ من حجم الإستهلاك الكلى ولهذا يكن ترجيع الارقام المشار اليها وهي ١٥ ، ١٣ ، ١٣ بارقام الاستهلاك ١٥ ، ٥ ، ٥ هكذا

$$17,7a = \frac{177a}{1..} = \frac{(A.x17) + (ax4) + (1ax1.)}{A.+a+1a} = \frac{1}{1}$$

ولا شك أن هذه القيمة أكثر تعبيراً عن الوسط من الوسط الحسابي غير المرجح

الوسط الهندسي

الوسط الهندس لأي مجموعة، عن القيم =

التي معدما ن

مثال : أوجد الوسط الهندسي للكميات : ١٢ : ٢ : ٤ : ٣

الوسط الهندسي = الجذر الرابع لحاصل ضرب عنه القيم

7= Tx8x1x11

ويستخدم الوسط الهندس عانة لحساب متوسط معدل التغير ٠٠٠

فيما يلى جنول التوريع التكراري لآجور العاملين في إحدى الشركات شهرياً • • المطلوب حساب الوسط الحسابي والوسيط والمنوال والقارنة بين الأوساط الثلاثة :

التكرار	فئسات الأجسسور الشهرية بالجنيهات
۵٠	10 1
1	Y 10.
10.	. 400 - 400
۲۰۰	200-200
۲	Ta T
1	٤٠٠ - ٢٥٠
V۵	£0 £
40	۵۰۰ - ٤۵۰
1	

الحل: أولاً الوسط الحسابي

الطريقة الطولة:

س×ك	س مراكز الفئات	ك التكرار	ف الفئات
750.	140	۰۵	101
140	170	1	500 - 100
· 5500.	770	10.	505
۸۲۵۰۰	TV0	۲	500-500
۰۰۰۵	220	۲	Ta T
770	400	1	£ 40.
₹1 ٨٧ <i>₀</i>	250	٧٥	٤٥٠ - ٤٠٠
11840	۵۷۵	۲۵	٥٠٠ - ٤٥٠
441400		1	

$$\frac{1000}{100} = \frac{1000}{1000} = \frac{1000}{1000} = \frac{1000}{1000}$$

٢- الحلُّ بالطريقة الفتصرة:

عُ ل	ċ	٤	س مراكر الفئات	ك التكرار	ف الفئات
7	£-	۲۰۰-	150	۵٠	101
٣٠٠-	٣-	10	140 .	1	700-100
۲۰۰۰	۲-	1	770	10.	Ya Y
٣٠٠-	1-	0	772	۲۰۰	T Ta.
صفر	صفر	صفر	770	۲	Ta T
1	1	٠٥	د۳۷	1	٤٠٠ - ٢٥٠
10.	۲	1	270	د۷	٤٥٠ - ٤٠٠
۵۷	۴	10.	۵۷۵	۲۵	۵٠٠ - ٤٥٠
11				1	
773 +					
۔ د۷۷					

في الحالة السّابقة إخترنا وسطة فرضيا مقداره ٣٢٥ وقمنا بحساب إنحرافات مراكز الفئات عن هذا الوسط الفرضي (ح) ثم إختصرنا هذه الإنحرافات بقسمة كل إنحراف على رقم ثابت هو ٥٠ (طول الفئة) وحصلنا على حَ٠

معموع ح ك = - ١١٠٠ + ٢٢٥ = - ٥٧٧

مرة أغرى - 400×00 = - 70000 متوسط الانعراف = - 7000 + 1000 (مجموع التكرارات) = - 70,000 الوسط الحسسابي = الوسط القسرخي 470 (- 70,000) = 70,700 وهي نفس النتيجة السابقة ،

وحيث أننا قسمنا كل إنحراف على ٥٠ نعود فنضرب مجموع الإنحرافات × ٥٠

تانيا الوسيط:

ك ك	ف
التكرار	الفئات
٠٥	10 1
1	T10.
۱۵۰	Yo Y
٣٠٠	T Ya.
7	To T
1,	٤٠٠ - ٣٥٠
٧a	٤٥٠ - ٤٠٠
73	٠٠٠ - ٤٥٠
1	

الفئة الوسيطية

 $\frac{7.0}{7.0}$ × الحد الآدنى للفئة الوسيطية + طول الفئة

$$TT, T + To. = \frac{T}{T} \times o. + To. =$$

TAT .T =

ملاحظات :

لاحطات :

ترتيب الوسيط = ١٠٠٠ + ٢ = ٠٠٠

محموع التكر إرات = ١٠٠٠

بر بيب الوسيف - ١٠٠٠ - ٢٠٠٠ - ٢٠٠٠ - ٢٠٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٣٠٠ - ٣٠٠ - ٣٠٠

تكرار الفئة الوسيطية = ٣٠٠

لكى نصل الى ترنيب الوسيط نحتاج الى ٢٠٠ بالاضافة الى نكرارات الفئات السابقة للفئة الوسيطية = ٣٠٠ بعسم طول الفئة الوسيطية = ٣٠٠ بعسم طول الفئة الوسيطية نفسه ٢٠٠ : ٣٠٠

ثالثاً: المنوال

ا -بالاسلوب الرياضي

فيسمية المبوال = الحيد الآدني لقيشية المبوال + طول فيشية المبوال ×

تكرار فئة المنوال - تكرار الفئة السابقة - تكرار فئة المنوال - تكرار الفئة اللاحقة - بكرار الفئة اللاحقة

كما سبق الإشارة اليه

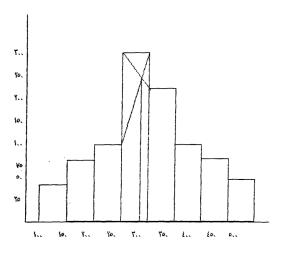
 $\frac{12}{r_1^{1/2}+r_2^{1/2}} \times a + b = r$

10. - T.. + 10. - T.. × 0. + T0. =

10. × 0. + 40. =

TA. = T. + Ta. =

ا- باستخدام الرسع البياني:



المتوال من الرسم حوالي ٢٨٠

مقابيس التشتت Measures of Dispersion

إذا إتخذنا قيم المفردات ٢ ، ٤ ، ٥ لكان متوسط هذه القيم = ٤ وإذا أخذنا قيم المفردات ٢ ، ٢ ، لكان للتوسط = ٤ أيضا ولكن يلاحظ في الحالة الأولى أن قيم المفردات متقاربة مع بعضها البعض ومع الوسط الحسابي لهذه القيم وذلك عكس المالة الثانية - وعلى ذلك هأن مقاييس النزعة المركزية وحدها لا تكفي لدراسة المظواهر المختلفة - ولهذا فإن مقاييس التشتت هي المقاييس التي تقيس لنا مدى تقارب قيم المفردات المختلفة من قيم الوسط الحسابي وبالتالي من بعضها البعض أو مدى المتباعد - فقد يتساوى متوسط نصيب الفرد من الدخل في الشركة أ مع الشركة بولكن قد يوجد تقارب في دخول الأفراد في الشركة أ ، وتباعد بين دخول الأفراد في الشركة أ ، وتباعد بين دخول

وسنوضح أهم مقاييس التشتت :

(۱) للدي RANGE

وهو عبارة عن الفرق بين أكبر وأصغر قيمة من قيم المفردات - فإذا كان أقل أجر في الشركة - ١٥٠ جنيه شهرياً وأكبر أجر - ١٨٥٠ جنيه شهرياً.

فان المدى = ١٥٠ - ١٨٠. = ١٧٠.

والمدى لا يستخدم عادة كمقياس من مقاييس التشتت لأنه يتوقف على قيمتين فقط فمثلاً يمكن أن نوضح ذلك بمثالين :

الأرقام ١٠٠٠ ، ١٤٠٠ ، ١٢٠٠ ، ١١٠٠ ، ١٠٠٠ ، ١٠٠٠

المدى = ١٠٠ - ١٥٠٠ = ١٤٠٠

وكذلك ١٠٠، ١٠٠، ١٢٠، ١٢٠، ١٠٠، ١٠٠٠

المدى = ١٠٠٠ - ١٤٠٠ = ١٤٠٠

وكذلك الأرقام ١٠٠، ١٣١٠، ١٤٥٠، ١٤٩٠، ١٤٩٠، ١٠٩٠

المدى = ... - ١٥٠٠ = ١٤٠٠

من الواضع أن المدى لا يقيس لنا حقيقة التقارب أو التباعد لقيم المفردات عن وسطها الحسابى .

فهو يهتم بالفرق بين قيمتين فقط من قيم المفردات دون الأهتمام بالقيم الأخرى للمفردات .

(۲) المدى بين تشتتين Interfractile range

حتى يعكن فهم هذا الموضوع نفرض أننا بصدد دراسة الدخل الأسبوعى ليعض العمال وعددهم ١٢ عاملاً وكانت النتائج كما يلى :

0. , £. , ¶. , V. , A. , V. , Y. , T. , T. , 0. , £. , \Y.

الوسط الحسابي لهذه القيم = مجموع المفردات مقسومة على ١٧ = ٦٠

والمدى = اكبر قيمة - اصغر قيمة = ١٠٠ - ٢٠ - ١٠٠ جنيه

الترتيب التفاقيي - ۲۰ ۱۲۰ د ۲۰۰۰ د ۲۰۰۰ ۱۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰

والوسيط مثلاً هو القيمة الوسطى أي قيمة المفردة التي يكون عدد المفردات التي تزيد عنها في القيمة = عدد المفردات التي تقل عنها في القيمة .

وحیث أن عدد المفردات = ۱۲ وهو عدد زوجی فنأخذ متوسط القیمین رقم $T \cdot V$ = 00 جنیة .

ويمكن أن نختار النسبة ٢٠٪ بدلاً من ٥٠٪ فنختار نقطة مثلاً بحيث تكون عدد المغردات التى تقل عنها فى القيمة = ٢٠٪ من عدد المغردات وكذلك يمكن أن نختار هذه القيمة التى يقع ترتيبها تصاعدياً عند ثلث القيم والقيمة التى تقع ترتيبها تصاعدياً عند ثلثى القيم .

ونوجد المدى بين القيمة التى تقع عند ثلث عدد المفردات والقيمة التى تقع تصاعديا عند ثلثى عدد المفردات .

في المثال السابق عن أجور العمال الأسبوعية

نجد أن عدد المفردات = ١٢

ثلث عدد المفردات = ٤ ، وقيمة المفردة رقم ٤ = ٠٤

وقيمة المفردة التي يقع ترتيبها تصاعديا عند ثلثي عدد المفردات

وهي المفردة رقم A (١٢× ثلثين) = ٧٠

فإذا أردنا الآن الحصول على المدى بين قيمة المفردة التى تقع فى الثلث الأول تصاعدياً وقيمة المفردة التى تقع عند الثلث الثانى تصاعدياً

فإن قيمة المدى = ٧٠ - ٢٠ = ٢٠

كما يتضع من الجدول التالى:

الثلث الأول الثانى الثانث الث

الإنصراف الربيعي = نصف المدى الربيعي

(٣) الإنحراف الربيعي QUARTIE DEVIATION

قيمة المفردة التي ترتيبها عند الربع الثالث - قيمة المفردة التي ترتبيها عند الربع الأول

الربع الأول الربع الثانى الربع الثالث

۸. ۲. ٤. ۲.

الربع الرابع

1. v. •. r.

.٤ الربع الأول ٥٠ - الربع الثالث ١٢٠

٤٠ = ١٠ ، ٧٠ = ٢٠

نصف المدى الربيعي = ٠٠ - ٤٠ - ٣٠ = ١٥٠

٤- متوسط إنصراف القيم عن الوسط العسابى مع إهمال الإشارات

في المثال السابق نجد أن قيم المفردات هي :

١٢. ، ٩. ، ٨. ، ٧. ، ٧. ، ٦. ، ٥. ، ٥. ، ٤. ، ٤. ، ٣. ، ٢.

والوسط المسابى = ٦٠

ولو أننا حسبنا متوسط الإنحراف عن الوسط المسابى أخذ الإشارات في

الأعتبار لكان متوسط الإنحرافات = صفر ولهذا تهمل الإشارات ويكون

حيث سُ الوسط الحسابي ، س قيمة كل مفردة ، ن عدد المفردات ،

۱۲

$$rac{rr}{r} = rr, rr$$

ه- التباین Variation والْإنصراف المعیاری Standard deviation

بدلا من أهمال الاشارات فإننا سنقوم بتربيع القيم والحصول على متوسط مجموع مربعات إنحرافات القيم عن وسطها الحسابي .

وهو ما نسميه بالتباين والانحراف المعيارى هو الجذر التربيعى للتباين كما يتضم من المثال الاتى:

۲ ۶	τ	قيم المفردات
17	٤	۲.
٩	۲	۲.
٤	۲	٤.
٤	٧	٤.
١	١	٥,
١	١	٥.
منقر	صقر	٦.
١	١.	٧.
١	١.	٧.
٤	٧.	۸.
٩	٣.	٩.
٣٦	٦.	14.
۸٦		

۱۹۰۰ میرانی = ۱۳ میرانی المتباین = ۱۳ میرانی المتباین = ۱۳ میرانی الانصراف المعباری
$$\sqrt{11,17}$$

والتباين يرمز له بالرمز س٢

والانحراف المعياري س

إيجاد التباين والإنصراف المعيارى للبيانات المبوبة توزيع درجات ١٠٠ طالب في مادة الإحصاء

لارس-س ^۲)	y			مراكز الفئات	عدد الطلاب	فئات الدرجات
ك(س-س)	(س-س)	س-سُ	ك×س	<u>س</u>	브	نف
1770.	1770	T0-	١	١.	١.	منفر : اقل من ٢٠
0770	770	10-	٧٥.	۳.	Y0	عصر ۲۰مل مل ۲۰ ٤٠ – ۲۰
140.	40	٥	۲٥	٥.	٥.	- £.
740.	770	40	٧	٧.	١.	-1.
1.140	7.70	٤٥	٤٥.	١.	•	-4.
T00			٤٥		١	

۲À

۱٦٥. ۲٠٦,٢٥ = ____ = ٢٠,٢٠٥

س = ۲۲٫۲٫۷ = ۲۲٫3۱

ملخص لأهم القوانين

ا - المدس = قيمة أعلى مفردة - قيمة أصغر مفردة

۲- المدس الربيعس = ع - ع ،

قيمة الربع الثالث - قيمة الربع الأول

٣- الإنحراف الربيعي = نصف المدي الربيعي

$$(12 - rg) \frac{1}{r} =$$

۲- متوسط الإنجراف = مج<u>س-سُ</u>

مع إهمال الإشارات·

الفصل الثانى نظرية الاحتمالات

الفصرتسل الأولسي

مقدمية

Sets and subsets

الجموعات والمجموعات الفرعية [العثات والفثات الجزئية]

ليس من الصعب علينا أن نتين أن الطالب بكلية النجارة جامعة الغاهرة يفتمي إلى بحرية طلاب كلية التجارة وكلية النجارة نفسها تنتمي إلى مجموعة كليات جامعة القاهرة وجامعة الغاهرة تنتمي إلى مجموعة جامعات جمهورية مصر العربية.

وفى العنوم الرياضية ثبتم فى كثير من الاحوال الجموعات أى بمجموعة من الافراذ الذين إلا: يا، وبعض هذه الجموعات قد تكون صفيرة كمجموعة من الافراذ الذين يكونون إدارة صفيرة وقد تكون هذه المجموعة كبيرة كا لو قلنا مثلا مجموعة ذلاساك المرجددة فى إسدى السجيرات

وسنستغدّم كلية بجموعة في الرياضة Set ُ للدلالة على جمع من الآشياء ـــ والآشياء الموجودة بالمجموعة ستطلق عليها عناصر أو أعضاء المجموعة .

قندما نتكام عن مجموعة طلبة كلية النجارة فإن كاز طالب بالكلية يعتبر عنصرا من عاصر المجموعة ·

ويمكن أن نمبر عن المجموعة بالطريقة التالية (علية كلية النجارة جامعة القاهرة) .

(···· ٧6 06 761)=1

ومعنى هذا أن إ حى المجموعة التي عناصرها الأعداد الفردية ٣٠١، ٥٠٠٥. والنقط منا تعني الاستدار . ومن للمكن إستخدام عبارة لوصف عناصر الجموعة فتقول مثلا .

ى = (كليات جامة القاهرة) عدلا من ذكر أسماء السكليات .

· ﴿ فَالْعِبَارَةُ حَنَّا تَصِفَ الْعَامَلِ الْمُشْتَرِكُ لِجْنِعَ أَفْرَادَ الْجُنُوعَةُ ﴿

وفى الاشلة السابقة بمكن أن نقول بأن وقم م هو عنصر من عناصر الجموعة إ

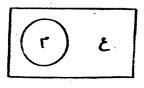
ويمكن أن نسبر عن ذلك باستخدام الحرفاليوناني epsilon ، مقول .

. . .

و ع هنا مغتاها عصر من عناصر أى اختصار لحله للساوة كا هول ٢ ﴿ { لَكُن ٢ لِيست عصراً من عناصر ﴿

وكذلك يمكن أن نقول يأن سكان عافظة الشرقية يكونون بموعنوسك . محافظة القاهرة يكونون بمموعة وسكان عافظة الاسكندرية يكونون بمموعة وكل حذه الجموعات عبارة عن جمعوعات غرعية من الجموعة الى تمثل بسيع - كان مصر.

وكلة يميم بمنى بمموعة بمكن أن تطلق طبها Space وكلمة Subset يمنى مصوحة فرعية Subspace وكل مصرير عربى وهذه حقيقة فلوطاتنا فلمرب بمستطيل والمصريين يدائرة فيمكن أن سير عن هذه الحقيقة هندسيا كافيل



التعاريف الأساسية

 ١ - تكون المجموعة Set من علة عناصر تريطها بيستها البعض صفة أر عاصية مدينة هن التي تحدد تعريف الجموعة .

٢ ـ لك تجدد إنهاء عنصر معين إلى بجموعة معينة فائنا نستخدم الحرف: اليونان ع منقول مثلاً أن م ع ا أي أن م هو عنصر من عناصر الجموعة إ واذا شطيئاً بي فإن هذا يعنى عدم انتهاء العنصر للجموعة .

فتقول م ﴿ إِ أَى م لِيست منصرة من عناصر الجموعة إ

٣ - [ذا كانت الجموعة خالبة من العناصر فإنتا نطاق عليها الجموعة الضفرية أو الجموعة الفارعة و عكن أن المجموعة الفارعة و عكم أن المدرعة الفارعة المعلومة المناصر بكتابة قوسين فلوغين [] أو بالحرف المواذق ه . ف . . .

ومن الأمثلة على المجموعة الصفرية مثلا بجموعة الرجال الذين عاشرا لمدة تريد عن ٥٠٥ سنة .

أر مجمرعة الحلول الحقيقية للعادلة س؟ = - ١

كما يمب أن نفرق بين [-] ونهنُ الجموعة الصقرية أوالبغائية وبين [صفر] لأن حله الآخرة تعن أن لحا عنصر واحد وهوالصفر.

٤ ــ المجموعة الفرعة :

إذا كان لدبنا أصلا دراسيا به مجموعة من الدارسين من الدكور والآنات فأنما يمكننا أن نقرل مجموعة الدارسين كا يمكن أن تتحدث عن مجموعة الدارسين م الذكور وفي هده العالة الأخيرة نحد أن كل دارس ذكر هو عندسر من عدد من الدارسين من حدودة الدارسين من سدر جدودة الدارسين من الذكور وهو أيضا عنصر من مجموعة الدارسين الحموعة إلى تشمر الذكور والآتات) فإذا أطلقنا على مجموعة الدارسين من الذكور انجموعة سرعلى مجموعة الدارسين من الذكور انجموعة سرعلى مجموعة فرعيه من المجموعة وعدم من المجموعة وعدم من المجموعة إلى المحموعة المحموعة إلى المحموعة المحموعة إلى المحموعة المحموعة المحموعة إلى المحموعة إلى المحموعة المح

لان كل عنصر من عناصر المجموعة ب هوفى نفس الوثت عنصر من عناصر المجموعة و وكذلك كل عنصر من عناصر المجموعة حرهوفى نفس الوقت عنصر من هناصر المجموعة م

رعلى ذلك بمكن أن نعرف المجموعة الفرعية على الوجه الآن :

مجمرعة ب نعتبر مجموعة فرعية للجموعة إ اذا كانت جميع عناصر فلجموعة بيه هي في نفس الوقت من عناصر المجموعة إ أو بعيارة أخرى اذا كانت المجموعة إتحارى على جميع العناصر الخاصة بالمجموعة ب

فر هذه الحالة تعتبر المجموعة ب مجموعة فرغية للجموعة إوالكي تدر عن المجموعة ب أنها مجموعة فرعيه من المجموعه إ تقول ب ⊑ إ

ومنني هذا أن الرمز 🔁 😑 مجموعه قرعيه من

و لكى تـكون ب مجموعه فرعيه حقيقية للجموعه (فانه من المفروض أن تحتوى للجموعه (على عناصر أخرى خلافالمناصر المجموعه ب حتى ولو كان حصرا واحداً وبي هذه العالة لمستخدم الرمز

ہ ۔ تعادل انجمرعات :

تساوى المجموعة ﴿ المحموعة ب إذا كان لسكل من المجموعتين نفس العناصر عدد ا ونوعا

وفى هذه الحالة نقول إ ـــــ ب

وفی حالة عدم التساور شول ﴿ عِد بُ

ومعی التساوی هو أن كل عنصر من شئاصر ؛ يساوی تماماعتصر ا من عناصر ب ولا جعنا الترتیب فی عدد الحالة

 $\begin{bmatrix}
 4 & v & v \\
 \hline
 4 & v & v
 \end{bmatrix}
 = 0
 \[
 V & v & v
 \end{bmatrix}
 = 0
 \[
 V & v & v
 \end{bmatrix}
 \[
 V & v & v
 \]$

والتساوى يختلف عن النعادل في عدد العناصر فإذا كان لدينا المحمومة و والمجموعة ب

> و کان ا = [س، من، ع، ل] کو ا = [مر، ع، س، ل]

فَإِنْ إ = مَهُ كَانَ كَلَامُمَا تَحْتَوَى عَلَى نَفْسَ الْعَنَامِرُ نُوعًا وَكَمَا وَمَعْنَى هَذَا أَنْ بِينَ مِنْ أَسَمَانَ لِنَفْسَ الْجَمْرِعَةُ وَلَابِهِمْ الْقِرْقِيفِ فَي هَذَهِ الْمَالَةُ لَانَ

 $[v \cdot v \cdot a] = [av \cdot w \cdot a] = [av \cdot w \cdot a]$

م = [س، س، ل] س = [ع، ب، ح]

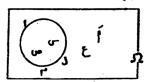
خلین م ہے وہ أى م لا تساوى و

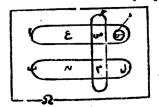
7 - الجموعة المتمة Complement

إذا فرمنا أن لدينا الجموعة و ﴿ وَ مَا لَا

فإن الجعومة المسكمله للجعوعة ﴿ ويرمز لِمَا بِالرَمْرَ ﴾ ` هي الجعومة التمد تعتوى على جسيعالعتاصر التي لاتوجد بالجعومة ﴿ ولُسكتها توجد بالجعوعة · ◘

من الرسم يتضح أن . 1=[ع ل م]





الفكل السابق بوضع الجموعة الاساسية a والجموعات الفرعية لها وتلاحظ أن المنتسر من مشترك بين الجمودتين الفرعيين () ح دكذلك المنصر م مشرك بين الجموعتين الفرعيتين ب ، ح وكذلك العصر س مشدك بين الجموعتين الفرعيتين | ، ، و

نقول ص ۽ إوكذلك صراء ح وكذلك نلاحظ أن ء ر إلى أن الجموعة ء يجموعة فرعبة ستيفية للجموعة إ

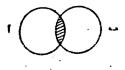
وكذلك [= [ل. م. ي] أي المجدوعة المتدة المجدوعة إ بالنسبة المجموعة ع

والجموعة الأساسة a والتي تحتوى على كل الجموعات كا هو موضع بالشكل السابق تسمى الجموعة الأساسية أو الجموعة الشاملة Universal Set or Background Set

تقــــاطع المجموعات

The Intersection of Sets

تغرض أن الجموعة (تمثل طلبة السنة الأول بكلية التجاره وأن الجموعة س تمثل أعضاء جمعية المحاسبة وإذا فرضنا أن حاك عدداً من طلبة السنة الآولى فى كلية التجارة هم فى تفس الرقت أعضاء فى جمعية المحاسبة فإنه من الممكن أن تمثل ذلك كما يلم :



الجزء المطلل = ١ ١١ س

وعلى ذائعةإن المجموعة ح = [طبة السنه الاولى الاعضاء في جمعية المحاسنة]
 وعلى ذلك فإن تقاطع المجموعة بن إن ب ويعبر عنه بالرمز إ إ ب مى المجموعة التي تشمل كل العناصر الني تعتبر عناصر للمجموعة بن و سس الرقب أن التي تشمل العناصر المشترك.

٠ ښال :

ف مند الحالة تعدأن :

$$\begin{bmatrix} i \cdot i \end{bmatrix} = \mathbf{U} \mathbf{\Pi} \mathbf{I}$$

$$\begin{bmatrix} i \cdot i \end{bmatrix} = \mathbf{U} \mathbf{\Pi} \mathbf{I}$$

$$\begin{bmatrix} \lambda \end{bmatrix} = \mathbf{U} \mathbf{\Pi} \mathbf{I}$$

$$\begin{bmatrix} \lambda \end{bmatrix} = \mathbf{I} \mathbf{\Pi} \mathbf{I}$$

انجاد بحرغتين Union

المجموعة للتي تعبر عن انعاد بحوعتين هي الجموعة لمنى تشمل جميح العناصر الوجودة فى كل من المجموعتين بدون تسكرار فتلا لوكان لدينا

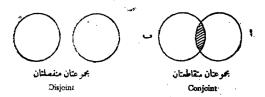
هى أنجموعة المتحدة و يدبر ذلك بقولنا

انحسانا ب

ويلاحظ أن المجموعة عوجاً كل العناصر التي تنسمي إلى المجموعة ﴿ أَوَ الْجُمُوعَةُ

حــكما أنه من الممكن أن يـكون أحد العناصر موجودا بانجموعتين (، بــ كــا حو الحال بالفسية للرقين ۲ ، ؛ ولكننا لم تـكـروهما .

كما يهب أن نلاط أنه من المكورة المتفاطع الجموعتان أو لاتقاطع (عندما لا توجد أي عناصر مشتركة بينهما)



قانون التبديل

Commutative Law

قانون المشاركة أو الاقتران Associative Law

و عندما نقول إ إلى م فلايوجد أي فارق بين أن نقول ب إلى إلى بد.
 لأن النقيجة واحده وهي المجموعة التي تنضن إتحاد إ ، ب أو ب ، إ

وعدما يمكن إجراء هذا التبديل دون أن تتأثر النتيجة فإنه من المكن الفول. بأن الامرهنا إنما يخضم لقانون التبديل Commutative Law

وكذلك الحال بالنسبة النفاطع فن المسكن القول أن 1 🖪 ب 😑 🕜 1، وفي هذه الحالة يختم النقاطع أيينا كنانون التبديل

والآمر لا يختلف عند وجود ٣ بحوعات

- - - - ;

مثال

$$\begin{pmatrix} \xi & \gamma & \gamma & \gamma & \gamma \\ 0 & \xi & \zeta & \gamma & \gamma \end{pmatrix} = 1$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \xi & \gamma & \gamma \\ \gamma & 0 & \xi & \gamma \end{pmatrix} = 1$$

رماٍ. ذلك :

$$(\pi \circ \circ (f \circ r \circ r)) = (\pi \circ \circ (f \circ r \circ r)) = (\pi \circ \circ (f \circ r)) = (\pi$$

. کذلك

$$(3.3.6(7.7(1)) = (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102) 0 - (102)$$

أَى أَنْ إلى(بوع) = بول (جولا) ولهذا بمكن القول غَانِه نظراً لأن

> > كما يمكن إثبات أن

>n(-nr) = (>n-)nr

لأن العارف الأيمن

 $(\mathfrak{t} \circ r) = (\circ \circ \mathfrak{t} \circ r) \Pi(\mathfrak{t} \circ r \circ r \circ r)$

والطرف الآيسر

 $(\mathfrak{t} \circ \mathfrak{r}) = (\mathfrak{r} \circ \mathfrak{t} \mathfrak{t} \circ \mathfrak{r}) \, \Pi \, (\mathfrak{t} \circ \mathfrak{r} \circ \mathfrak{r})$

الحلامة :

۱۵۰ = ۱۵۰ انون البديل ۱۵۰ = ۱۵۰ ا

وكذلك

$$''$$
יש ($''$ פוע ט א ב ($''$ וועי א פוע ט א פוע ט א פוע ט א פאר א פאר ($''$ פוע ט א פאר א א איי א פאר א איי א פאר א איי א פאר א א איי א פאר א

مثال

الجل الرياضية

Mathematica: Sentences

إذًا كان الشخص س هو مصرى الجنسبة فيمكن أن تقول . 1 = [س/س مصرى]

أى أن إ تشكون من العناصر س حيث س هو شخص مصرى وتسمى هذه الجلة بالجلة المنتوحة ـ والجلة المفتوحة هرجلة رياضية توضعاك تعريفا لمجموعة وتحدد لنا العناصرالموجودة فىالكون والتى تدخل ضن هذه المجموعة

بحموعة الحلول لجلة مفتوحة :

هي قائمة بالعناصر التي تحدد الجلة المفتوحة أي التي ينطبق عليها التعريف الوارد في الجلقا لمفتوحة

المتغيرات : من فى المثال السابق تسمى منفير لانها يمكن أن تأخذ العديد من أحساء المصريين أى أن كل مصرى يمكن أن يدخل دون قيد أو شرط ولكن فى بعض الاحيان قد رغب فى تحديد الاشياء التى تدخل فى عداد المتغيرات وذلك برضع قيد معين يحدد لتا بجال أو نطاق المتغير

مثال عدى

الفصّلاتان مبادى الاحتمالات

مقسدمة وتعريف

 إ - تعتبر نظرية الاحتمالات من الفروع الهامة الرياضيات وقد اتسع مطاق نطبيقها حق أصبح يشمل كامة العلوم الطبيعية والقنية والاجتماعية كما أن صناعة التأمين تقرم أساساً على نظرية الاحتمالات .

وقد كانت ألعاب الميسر المعتلِفة دافعاً أساسياً لظهور هذه النظرية إلى إن هذه النظرية بدأت ببعض الدراسات التى تام بها الهواة والمحترفون على ألعاب المحظ منذ ثلاثة قرون .

وجمنا في هذا المقام إيضاح بعض البادىء الأساسية للاحتالات وتمنياً مع التطور الناربخي لهذه النظرية سنبدأ بعرض بعض الأمثلة التي ترتبط بما يسمى و ألعاب الحظري .

فني لعبة الروايت ، Roulette ، مثلاً يوجد ۴٧ رقساً وفي كل دور من لاوار اللعب يدور القرص ومعه كرة صغيرة بسرعة ثم تغل سرعته تدرجياً إلى أن تستقر الكرة الموجودة على القرص عند أحد هذه الارقام (من وقع الصغر لل رقم ٢٣) وبقرض عسدم وجود أي نوع من أنواع التعكم في دروان المترص نجد أنه من المعكن أن تستقر التَّرِة عند أي وقع من الارقام في كل دور من الادوار أو بعبارة الحرى تنكاف. جميع "كرفام في فرص استفرار الكرفأمامها .

معنى هذا أنه عند إجراء تجربة معينة أر عملية مسينة فإن هناك عدة نتائج يمسكن أن تسفر عنها هذه النجرية أو العملية . في المثال المشار إليه يمكن أن تسفر التجرية عن الحصول على أحد الأرقام من رقم الصفر حتى رقم 1.1.

٢ . جمرعة أرقة التأنج The Outcome Set الآى تجربة هي الدند.
التي تشكون عناصرها من النتائج المختلفة التي يمكن أن تسفر عنها النه
أى أن كل عنصر من عناصرها عبارة عن إحدى النتائج التي قد تحصل علمها

وعلى ذلك تحد أن محموعة النبائح في المثال السابق. [٠ ، ٢ ، ٢٠٢٠٠٠]

ركداك في سائة إلقاء قطعة من اليفرد فإنه من للمكن أن محصل على صوره أو رفيم فتسكرن محرعة التناتج = [ص ، ص] •

> وإذا المقينا بقطمتين من النقود فإن مجموعة النتائج هي [ص ص ، س س ، ب س ، ب س س ، س ص]

ئی بمسکن آن جصل علی صوره وصوره أو رقم ورقم أو صوره ورقم أو رقم وصوره

وإذا ألقينا بزهرة من زهرات الرد على سطح أملس فإنه مرس المتوقع الحصول على أحد الارقام من زقم (إلى رقم ٦

> وتيكون مجموعة النتائج [1 ، ٢ ؛ ٢ ، ٢ ، ٢] وسهر لمجموعة النتائج بالرمن ٥ .

٣ _ الحموعة الفرعية لجموعة النتائج (الحدث)

عند إلقاء زهرة الرد قد نسأل عن حدث معين ﴿ وهو الحصول على رقم فردى ومدًا الحدث تمدكن تمثيله بالمجموعة الفرعية أو الجزئية

[0(7)]=1

وإذا بـألنا عن حدث آخر وهو الحصول على عدد زوحي فلم ذاك يمكم. تمثيله مانحمه عه الفرعية

[1:1:1]=-

وفى مثل مذه الأحوال يجب أن نلاحظ أن الحدث الاول يمكن أن يتحقق إذا أسفرت النجرية عن الحصول على رقم فردى أى إذا حسلنا على أحد هناصر المجموعة وكا أن الحدث الثانى يتحقق إذا حسلنا على أحسس عناصر المجموعة الفرعية ب

ولذلك بمكننا تعريف الحدث بأنه مجموعة فرعية من مجموعةالنتائج 0 ع ـــ تعريف الاحتمال

إذا فرضنا أن مجموعة النذائع لنجربة معينة تشكرن من عدد من الداد ر مقدار .

محيث أن

[306 : 0 . 0 . 0 . 6 . 6 . 6 . 6] 0

وإذا عرفنا كل مجمرة فرعية من مجموعة النتائج تشكون من عصر واحد (أى تلبجة واحدة من النتائج] بالحادث البسيط، فإزهدًا يعني أن هناك ﴿ مَنَ الاحداث البسيطة أو ﴿ مِن المجموعات الفرعية لمجموعة النتائج وأن كل مجموعة من هذه المجموعات الفرعية تشمل عنصرا واحداً .

ويمكن أن ترمز لإحمال الحادث البسيط بالرمزح [مم]

وعلى ذلك فإن

1'=1'3*]8+....+[n]8+[n]8

كما بحدر الإشارة إلى أن الحرادث البسيطة تنمتم كلها بفرص متكانئة .

وإذا أردنا مثلا الحصول على احتال حدرث الحادث و والذي ترمز له بالرمز

ع. اعبارة عن بحوض فرعية من بجموعة النتائج. فإنهذا الاحتمال
 بحدوع احتمالات الحوادث البسيطة الى تتكون منها المجموعة الفرعية و

شانى :

$$\frac{r}{\xi} = \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

وتفسير ذلك هو أنه عند الغاء قطعتين منالنقود فإن هناك ٤ حالات وهي : ...

ان تحصل بل صورة وصورة أو رقم ورقم او رقم وصورة أو صورة ورقم

وعلى ذلك تتكون بحموحة التئائج من أربعة عناصر أى يوجد أربعة حوادث. فيسيطة واحتمال كل حادث بسيط منها على أرا لحادث (الحصول علىصورة ورقم أو رقم وصورة أو رقين)

$$\frac{r}{\xi} = \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

واحتال المحموعة الحالبة ع ﴿ [= صغر

ويمكن المخيص ماسبق فيها يلي : -

عن تعريف الحادث (بأنه فئة جزاية من فئة التائج الشاملة ، ٥

ويمكن أن يتحقق الحادث إذا كانت تقيجة التجربة عنصراً من عاصر هــنــه الغند الجزئمة .

_ إذا كانت بجموعة النناء ع تحقوى على عدد من الفئات الجزئية الني تشكون كل منها من عنصر واحد _ أى أن كل هئة تحقوى على تشجة واحدة من من النتائج التي يمكن أن تسفر عام النجرية _ فإن الهئة الجزئية الني تحقوى على تشبجة واحدة تسمى الحادث البسيط .

_ يمكن تعرَّيف الإختال بأنه رقم موجب يمكن تخصيصه لكل حانث البسط : فقة النتاج ، يسمل احتال الحادث البسيط بحيث أن عجدي الإخالات للكل هذه الحوادث البسيطة = 1

ـــ الإحتار، يمكن أن يكون وقمأ أكبر من الصفر وأصفر من أواحد الصحيح

حال (,):

کیس به ۱۰ کرات حرام . ۵کرات بیضاء ق هذه الحال تعتبر انجموعه الشاملة ۵ هم،مجموعة آسکرات کابا المرجودة بالکیس وعند عناصرها = 10

أى أن و (٩) = ١٥

وتعتر أن مجموعة السكرات الحراء † مثلاً هي مجموعة فرعية من الجموعة الآساسية وعدد عناصرها عـ (†) == 10

فني هذه الحالة عد أن

$$\frac{1}{r} = \frac{1}{10} = \frac{(1)^2}{(10)^2} = (1)^2$$

أن أن احتمال سحب كرة حراء من هذا السكيس = 🚡 .

وعموما بمكن الفول بأه إذا كانت هاك فئة شاملة 🛛 ـــ وكل عنصر

$$\mathfrak{Z}(1) = \frac{\mathfrak{E}(1)}{\mathfrak{E}(-2)}$$

مثال (٢):

تجر لديه ٥٠ سيارة لليم من ييها ١٠ سيارات بيضاء . فاذا سرقت سيارة. واحدة فا احتمال أن تكون السيارة المسروقة بيضا.

في هذه الحالة المجموعة الأساسية ٥ تشمل جميم السيارات

مجموعة السيارات البيضاء 🚤 (١٠)

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

مثال (٣):

ف لعبة الروليت . ما أحتمال أن يفوز شخصا يلعب على الأرقام الفردية.

الحسال

جِمر نة الأرقام القردية (١) . ثلا

وعدد عناصرها مد (١) = ١٨

الجموعة الشاملة للارقام كلها = نه (١ = ٧٠)

الأحتمال المطلوب = ٢٥٠

يتضع ما سبق أن كل هذه الإحتيالات بمكن قباسها بطريقة حساسية لهذا. يطلق علمها الاحتيالات الحسابية أر الرياضية.

"Mathematical Probabilities"

وهي الإحتالات التي يمكن قياسها دون حاجة لإجراء تجارب معينة . •

ولكن لا يرجد ما يمنع من إجراء النبجارب وذلك للفارنة بين الاحتمال الرياض و بين النم الفعلية التي يمكن الحصول عليها وجدير بالذكر أنه ليس من للزكد خصوصاً إذا صغر عدد التجارب أن بحدث الترافق بين الاحتمال النظرى والتم الفعلية التي تحصل عليها ، ولكن عند إجراء عدد كبير جداً من التجارب فإن الاحتمال النظرى يميل إلى التمادل مع النبم الحققة كما أنه من الممكن إيحاد علاقة بين الاحتمالات الرياضية وبين التناهج الإحصائية التي تحصل عليها نتيجة التجارب المملية ، وهذه العلاقة عكما قانون الآعداد الكبيرة .

ولقد حاول الكثير من الكتاب في هذا الموضوع انتقاد الاحتمالات الحسابية ومنهم ستيوارت ميل وفين وكريستال وليس المجال هنا الدخول في تفاصيل هذا الموضوع ولكن تمكن الإشارة إلى أنه التحقيق الاحتمال الرياضي لابد من إجراء عدد كبير جداً من التجاوب وأما لو قل عدد التجاوب فإنه من الممكن أن بحدث خلاف كبير من الاحتمال الرياضي والقيم الحققة ، فثلالو القينا بزهرة من زهر ات الرد على سطح أملس ١٢ مرة فائه لا يمكن الحصول على كل رقم من الارتام السنة مرتين ولو حدث هذا المكان بمحض الصدقة ولكننا لو أجرينا هذا التجوية عدداً كبيراً جداً من المرات فائه من الممكن أن يتمادل عدد مرات الحصول على كل رقم من الأرقام المدئة .

ولهذا يعرف البعض الاحتمال بأنه التكرار النسي لحدوث حدث معين عندما تجرى النجربة عدداً كبيراً جداً من المرات . كا يتمين علينا أن نفرق بين الاحتمالات الرياضية التى يمكن الحصول عليها بالطرق الحسابية السابق الإشارة إليها وبين الاحتمالات الإحسسائية Statistical probabilities التى لا يمكن قياسها إلا نتيجة لإجراء التجارب على الظواهر المختلفة وتسجيل الإحصاءات المتعلقة بها من واقع الحبوات الفطية للماضي القريب، ثم افتراض حدوثها في المستقبل القريب بنفس الصورة التي حدثت بها في الماضي.

وللوصول إلى إحتمالات على جانب من الدقة يتمين علينا إجراء عند كبير من التجارب أو إجراء التجربة الواحدة عدداً كبيراً من المرات .

فتلا احمالات الوفاة أو احمالات الحبيساة تعتبر من الاحمالات الإحمالية لاتنا لا تستطيع الحصول عليها إلا بعد إجراء تسجيل الإحمامات فيمكنا على سيل المثال أن تلاحظ عدداً كبيراً من الافراد كلهم عند تمام سن مين وليسكن ٣٠ مثلاً ثم نسجل عدد الوفيات بين تمام السن ٣٠ وتمام السن ٣٠.

مثال : عدد الأحياء عند تمام السن ٢٠ 🚤 ١٠٠٠٠٠ شخص .

عدد الوفيات بين تمام السن ٣٠ كم تمام السن ٣١ = ٧٠٠ شخص .

وعلى هذا ونتيجة لهذه النجرية بمكتنا أن نقول :

احتمال أن شخصاً عمره ٣٠ سنة يموت في خلال سنة واحدة .

$$\cdots = \frac{\cdots}{\cdots} =$$

احتمال أن شخصاً عرد ٢٠ سنة يميش إلى تمام السن ٢١

$$_{1}$$

وهذه الاحتمالات تدبر احتمالات إحصائية كأنها جاءت نقيجة للمخبرة

الإحصائية ومن الفروق الاساسية بين الاحتمالات الرياضية والاحتمالات الإحصائية أن احتمالات الاخيرة عرضة للتغير من وقت لآخر ؟ أنها قد تنتلف من مكان لآخر فالا احتمالات الوقاة والحياة السابق الإشارة إليها تعتبف من معتمع لآخر كاأنها قد تنفير في المجتمع أبراحد من وقت لآخر رداك بإلىماس. من الاحتمالات الرياضية في لا تنغير إطلافاً.

فثلا إذا ألفينا بعمله متعائلة لها وجه به صورة ، وجه به رقم . فاحتماله طهورالصورة = لم واحتمل ظهورالصورة = لم واحتمل ظهورالصورة = لم واحتمل طهورالصورة = لم واحتمل الم ينفي ، كذاك في أبر وقت من الارقات في المالمد الواحد ويطل الاحتمال الرياضي هنا = لم

كا يجب أن نشير إلى أن الاحتمالات الرياضية بمكن إيجدها بالطرق الحسابية السابق الإشارة إليها بالنسبة المدد محدود من الحوادث والمكن لا يكن إيجادها بالنسبة المال الوادم . برعمها أستخده الاحتمالات الإحمائية أتباس احتمالات القارام المختلفة على شوء القيام بعد كبير من التجارب وأسجيل التاجها

وثلالو ألقينا بقطعة من تنقود برة و - صننا على الصورة - مرة لكان الشكر از النسبي الصورة على ٥٠٠ و أننا ألقينا بالقطعة ١ مرة حرى وحصلنا على الصورة . ٣٠ عرة اسكان النسكر از النسي لا ٢٠٠٠ تجربة

ويزيادة عدد التجارب شيئاً فشيئاً نصل إلى للرقم الذي يمكن تسميته احتمال طومر الضورة وهذا الرقم بصل إلى م.

الفصن الثان

أمثلة على الاحتمالات السبطة

صد عاصر المجموعة الشاملة = ص (2) مدد مذرصر المجموعة الشاملة إلى التي شمل العالم المطلوبة == ص (1)

فى هذه الحالة عدد عناصر الجموعة المتدمة للجموعة (وهى المجموعة التي تحتوى على باقى العناصر التي لا توجد بالمجموعة (ولكما توجد بالمجموعة الشاملة حدد (1)

ن مدر الحالة نجد أن

$$S(1) = \frac{u(1)}{u(\frac{a}{a})}$$
 | call like
$$S(1) = \frac{u(1)}{u(\frac{1}{a})}$$

$$\frac{(1)v}{(a)w} + \frac{(1)v}{(a)(a)} = (1)E + ($$

مثال (١):

مجموعة كاملة من ورق اللمب (٢٦ ورقة) سُحيت منها ورقة واحدة . أوجد احتمال أن تكون الورقة المسحوبة تحمل رقم ه

الحيل:

1 =

:(٢) th

فى المثال السابق/و فرمتنا أننا سحبنا ورقتين مرة واحدة أوجد استمال أن تكون كلّمتها ه .

الحسل:

عدد الطرق التي يمسكن بواسطتها سحب ورقتين من ٥٢ ورنة . = الله من

> آ رسیت أن ادینا ۽ ورفات تحمل كل منها الرقم ه آ - عدد طرق اختيار ۲ من ۽ = ص

> > الاحتمال المطلوب ــــ عموم

 $\frac{1XY}{1XY} = \frac{YX\xi}{1XY} = \frac{1}{1}$

الله (٢):

مندوق يحتوى عل { من السكرات البيضاء ي ما من السكرات الحراء محميه . شخص مم من السكرات بطريقة عشوالية .

أوجد احتال أن يكون دنها من من السكرات البيضاء كو من من السكر أت: الحراء وذلك بغرض أن :

س + ص = م

ع س ≦ ۱

يک من يےٰ

: 1-1

باستخدام النه افيق فإن عدد الطرق التي يمكن بواسطنها اختبار م . من الحكرات من (4 + ـ ـ) من الحكرات .

عدد طرق اختيار س من الكرات البيضاء من إ من السكرات البيضاء

= اب

وعـدد طرق اختيار ص من الكرات الحراء من ب من الكرات الحراء

<u> _</u> الأور

+1الاحتمال المطلوب =1 الاحتمال المطلوب =1 الاحتمال المطلوب الم

. مثال (٤):

محموعة كاملة من أوراق اللعب عسمه أوراقها ٢٥ ورقة ثم توزيعها بالتساوى بطريقة علىوالية على أربعة المنخاص إ كل س كل حرك و أوجد الاحتمالات الآلة : ۱ ـــ اَلا یکون ادی ۱ ای درقة تحمل رقم ۱۰ بر ۱۰ ای یکون ادی ۱۰ بر ۱۰ و رقه واحدة تحمل رقم ۱۰ ۳ - ۱۰ بر وقان تحملان رقم ۱۰ ۲ بر وقات تحمل رقم ۱۰ از بعة ورقات تحمل رقم ۱۰ بر ۱۰ بر از بعة ورقات تحمل رقم ۱۰ بر ۱۰

: 1__1

عدد الاوراق = ٥٢ منها ۽ أوراق نحمل الرقم ١٠٠٠ ﴿ وَوَقَدُ لَا تَصَلَّ هَذَا الرَّقْمَ

و : الممنى نفس الطريقة المتبعة في مثال (٣) بحد أن الاحتمالات هي كالآفيدة:

١ - ألا يكون لدى ١ أى ورقة نحمل رقم ١٠

 $\frac{\lambda^{\gamma \tau_0}}{\gamma_{\gamma,\gamma \gamma_0}} = \frac{\lambda^{\gamma \tau_0}}{\gamma_{\gamma,\gamma \gamma_0}}$

م _ أن يكون لدى ﴿ وَرَقَةُ وَاحِدَةً تَحْمَلُ الرَّقْمَ ١٠٠

 $\frac{134444}{13444} = \frac{1}{134444}$

ملاحظات عزر الحل:

عدد طرق اختیار ورقة واحدة نحمل رقم ۱۰ من ؛ ورقات = عمد وعدد طرق اختیار ۱۲ ورقة ولیس بها ورقة رقم ۱۰

من ٤٠ ورقة = ١١٠ من

. والعمليتان تحدثان معاً بعدد من الطرق مقداره نهر × ^اه ر.. حدد الطرق كلوا التي يمكن بواحظها اختيار ١٣ ورقة من ٥٣

"٥٥م، وهو مقام الاحتمال في جميع الاحوال .

م ــ احتمال أن يكون لدى م ورفنان تحملان رقم ١٠

120°1- 110" × 70" =

----- =

ع ـــ احتمال أن يكون لدى ١ ٣ ورقات تحمل رقم ١٠

150°5+ 1011 × 201 =

1110£.

ے ۔ احتمال أن يكون لدى ﴿ ٤ ورقات تحمل رقم ١٠٠

100° 7 + 101 × 101 =

*V.VY0 =

: (ه) مثال (ه):

· ألقيت بثلاث زهرات على سطح أملس أوجد احتمال :

۲ - الحصول على مجموع ۲ -

7 , , , -1:

ثم أابت أن مجموع هذه الاحتمالات = ١

المسل:

ب احتمال الحصول على مجموع ٣
 كل زهرة لها ٦ أوجه تحمل الأرقام ١ ك ٢ ك ٢ ك ٤ ك ٥ ٥ ٦ ٦
 اللاث زهرات يمكن أن تظهر معاً بعدد من الطرق مقداره

TXTXT=TITE

ب جموع ثلاثة يمكن الحصول عليه من الزهرات الثلاث في حالة واحدة وهي أرب تظهر الزهرة الأولى بالرقع إ والثانية بالرقم إلى الثالثة بالرقم إ.

عهوع ٤ يمكن الحصول عليه من حاصل جمع ٢+١+١

عدر ما ق ترتيب هذه الأرقام الثلاثة .

$$=\frac{\frac{1}{Y}}{\frac{1}{Y}} = (t_{\pi(e)}, t_{\pi(f)}, t_{\pi(f)})$$

$$=\frac{1}{Y}$$

. مكن الحصول عل جموع ؛ بثلاث طرق .

الاحتمال المال ب = ٢

م ــ احتمال المصول على مجموع ه

جموع ه يمكن الحصول عليه من حاصل جمع الثلاثة أرفام ٣ كل ١ كل ١. رحده الارقام يمكن ترتيها بعدد من الطرق

$$r = \frac{r}{r} =$$

کا یمکن الحصول علیة من حاصل جمع ۲ کی ۲ کی ۱ وهذه الارتام پمسطن ترتیها بعد: من قطرق .

$$r = \frac{r_1}{r_1} =$$

عدد طرق الحصول على بجموع و = ١ طرق .

٤ ــ احتمال الحصول على نهموع ٢

بجموع ٦ يمكن الحصول عليه من حاصل جمع

٤ ١٤١٤ وتيدث بثلاث طرق عيتلفة

ما ۱۵۲۵ و تعدد من الطرق $= | \frac{1}{x} = x \times x = r$ طرق

٢٥٢٥٢٥ وتحدث بطريقة واحدة .

ن عدد العلى المكنة = ١٠

· . الاحتمال <u> - ۲۱۲</u>

o _ احتمار الحصول على مجموع ٧

مجموع ٧ يمكن الحصول عليه من الاث زهرات من حاصل جمي

۱۵٬۵۵ میدن به ۳ طرق برین است به شده بیشت

16761

76767

٣ ــ احتمال الحصول على مجموع ٨

والالمهاء وتحصل علمون

المناس المتعدث المرازان

, 7 , , 16 Y 6 (

٧ - احتمال الحصول على مجموع أ

مجموع به يمكن الحصول عليه من حاصل جمع ۲ کا ۱ ا تحدث به ۱ طرق

.. الاحتمال = ۲۱۱

٨ ــ احتمال المصول على مجموع ١٠

٧٧ طرخة

وبالمثل يمكن إليات أن احتمالات الحصول على المجاميع ١١ ١٢6 ١٣ كا ٢ 146 W 6 176 106 18

وبحدم كل الاحتدالات لسابقة نحصل على واحد صحيح.

و هذا بديمي لأنه من الؤكد عنسد القاء ثلاث زهرات الحصول على أحد الجاميع السابقة .

الفصل الثالث

الاحتمالات المركبة

أولا : أنواع الحوادث

تقسم الحوادث إلى ثلاثة أنواع رئيسية :

إ ـــ الحوادث الطاردة أو المانعة أو المتنافرة ب Mutually exclusive

بقاء المحوادث بأنها مانمة أو طاودة إذا كان حدوث أحد الحوادث بمنع حدوث الآخرى.

فنه مند أقاء زعرة ترد مرة واحدة فإن الحصول على رقم مدن وليكن رقم ه يتنع الحصول على أي من الارقام الآخرى فينتر الحدث وهو الحصول على رقم ه حدث ما تم باللنبة للاحداث الآخرى وهي الجصول على رقم ١ و ٢ أو ٣ أو ٤ أو ٢

وفى المثال السابق تجد أن انجموعة الشاملة عند إلقاء زهرة الترد تشكون من به عناصروإذا فرمانا أن الحدث إهر الحضول على رقم به مالحدث ب هو الحصول على رقم به عند إلتماء الرمرة ، فإن تحقق أحد الجاديمين يستع تحقق الآخر ونقول.

"حدثان (، ب حدثان متنافران ومعنى هذا أنه لا يوجد عناصر مشتركة العدثين ...

وعلى ذلك قالعدت إن (أى حدوث العاداين مما) هو حدث استحيل واختهال بين عنة.

و سے حدرت كل من إ : ب

ع ((ب) = احتمال حدوث الحدثين (، ب مما = صفر

ع (١١١ س) = احتمال حديث وأو سأو هما معا

لأى حدثين متنافرين ؛ ، م فإن إحتمال حدوث أحدهما أوكلاهما .

3(111-)=5(1)+3(-)

وبعبارة أخرى :

إذا كان كل من (،) • مجموعة فرعية من المجموعة الشاملة (و لاتوجد عناصر مشتركة بينهما فإن احتال حدوث أحد الحادثين أو كلاهما

والجمرعتان م ، ل في هذه الحالة منفستان "disjoint"

:(1) ال

ألقبت نزهرتين من زهرات النرد ما احتمال العصول على مجموع به أو ميتموع ب

الحسل

الحادثان متنافران

عدد عناصر المجموعة الآساسية

77=1 X 1=

نفرض أن الحدث ؛ هو الحصول على مجموع ٩ عدد عناصر المجموعة المرعة ؛ عنا عناص المجموعة المرعة ؛ عنا عناص المجموعة المحموعة المحموعة

$$\frac{1}{4} = \frac{1}{2} = (1)z$$

عدد عناصر المجموعة الفرهية
$$= r$$
 عدد عناصر $= \frac{1}{r} = \frac{1}{r}$

$$(-)\xi + (1)\xi = (-1)\xi$$

 $\frac{10}{0\xi} = \frac{1}{7} + \frac{1}{9} = \frac{1}{1}$

كما هر مرضح من التحليل :

وجه الزهرة النانية

٠.٦	۰	ŧ	٣	۲	١	
٧	٦	٥	٤	٣	۲.	1
٨	٧	٦	9	į	٣	Y 3
1	٨	٧	7	٥	٤	۲ ۲ ۳ ۵ » الزهرة الأدل
1.	4	٨	٧	٦,	•	1 1.3
11	1.	٩.	۸.	٧	٠.	0 3
15	11	1.	٩	Α.	γ.	ا ا
						1

مجموع وجهى الزهرتين

والماعدة السأبقة قاعزة عامة مهمأ تعدت العوادث

م أنه الموادي المشارئة جوثيا 🔍

ر سال السوادث ترجع بينها مناصر مشتركة أي ليست طاردة ليمنها المبعض (الرفا كان لمايته الثانة الاستمالية في ركان لدينا المعتقلورعية [والعاء العرعيف

 أخرج من الساها المدينونية الفرعية اللي تفسل كل العناص اللي تعتمل عناصر المحددية الدالم بوعد مد في المدال الوقيد

ول مذه الحالة نجد أن :

إحتيال حدوث الحادثين مما أي حدوث م، ب معا برمز له بالزمز

$$3(1 \cap \Gamma) = \frac{(1 \cap \Gamma)}{(1 \cap \Gamma)}$$

. مثال (٢)

مجموعة كاملة من أوراق اللعب (عن ورقة) سحبنا منها ورقة واحدة ما إحنال أن تمكون الررقة المسعوبة بلتا وتحمل اللون الاحر .

الحل •

. ar = (D) ~

رد (١) عدد الأوراق الحراء = ٢٠٠

مہ (پ) عدد البنات == ع

له (م الله الأوراق التي تمثل المون الآخر وبلت في انسر الم قت - * *

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{4} = (-1)$$

إحتال حدوث أحد الحدثين أوكلاهما : .

$$\frac{(- \pi i)z - (- z + (i)z = (- w i)z}{(- \pi i)v} - \frac{(- i)v}{(- \pi i)v} + \frac{(i)v}{(- \pi i)v} = \frac{(- \pi i)v - (- \nu v + (i)v}{(- \pi i)v} = \frac{(- \pi i)v - (- \nu v + (i)v}{(- \pi i)v} = \frac{(- \pi i)v - (- \nu v + (i)v}{(- \pi i)v} = \frac{(- \pi i)v - (- \nu v + (i)v}{(- \pi i)v}$$

ويلاحظ أنتا طرحتا ل (٢٦٠ لـ) لابه لر أضلة عاصر ؛ على عناصر لـ دول طرح قان مدًا يعنى أننا أحدًا العناصر المشتركة بين ٤، ب في الاعتبار مرتين .

: (7) . 1-

ق المثال السابق وقم ٢ ما احتيار أن تكون الورقة المسحوبة بنتا أو أن تكون حراء.

141

$$\frac{10^{2} \operatorname{call} \left(\frac{1}{1} \right) + \left(\frac{1}{1} \right) - \left(\frac{1}{1} \right)}{\sqrt{1 + \frac{1}{2} - \frac{1}{2}}}$$

$$= \frac{17 + \frac{1}{2} - \frac{1}{2}}{70}$$

وبلاحظ أن العد صر المشتركة عددما y لأن هناك بنتان لونهما أحر وهاتان البنتان يعتبران من عناصر q ، ب على حد سوا. .

r _ ألحوادث المنفصلة Separate Events

العوادث التي لا تتنافز مع بعضها البعض والتي لا تتعاخل في بعضها البعض السمى حوادث منفصلة به وبلاحظ أن العوادث المفصلة تنتمي لل مجموعات تناج منفصلة به فعلى سبيل المثال إذا أو القينا عمله إلى أعلى قائه من الممكن أن نخصل على صورة أو رقم .

وَقَ هَذَهُ اللَّمَالَةُ تَشَكُونَ مَجَمُوعَةُ النَّتَأَنَّجُ مَن عَنْصَرِينَ أَى [ص. كا حمه] واحتمال الحصول على صورة 😑 🗜

ولو أننا ألتينا بالسلة مرة ثانية إلى أعلى فإنه تكون لدينا مجموعة نتائج وبدة

أى [من، س, ا

والحنث الحصول على صورة فالمرة الآول، متفصل تماما عن الحثث ، المصول على صورة فى الرمية الثانية ، لآن كل مهما ينتش لل معموعة نتائج متفصلة

وتتقسم هذه الحوادث إلى حوادث مستقلة وأخرى غير مستقلة .

وسنكتن الآن بالنول بأن الموادث المستقلة هما لموادث التي لايؤثر تحقق إحداماً أو عدم تحققة في الحرادث الاخرى

وأما الحوادث غير المستقلة في الحوادث التي ترتبط بيعنها البعض يحيث أن حثوث أ حدما يؤثر في الحوادث الآخرى

فلو كان فيهنا كيس به بعض الكرات الحراء وبعض الكرات الصفراء نان عملية سحب كرة من الكيس بطريقة عشوائية () مثلا لا يوثر في عملية سحب كرة من همكيس مرة نانية (ب) مثلا إذا كانت السكرة التي تم سحبا في المرة الأولى ستعاد إلى الكيس قبل إجراء السحب في فالرة الثانية

فيعتر الحدثان ؛ . . . مستفلان عن بعضها وأما لوكانت الكرة التي سحبت من الكيس في للرة الأول لم ترد إلى السكيس قبل السحب الثالي لسكان العملية ؛ تأثير على العطية من ولسكان الحدثان مرتبطين بيعضها البعض

الاحتمال المشترك لحدوث حدثين أو أكثر من الحوادث المستثلة

إ و ما عمليتان مستفاتان عن بعضها البعش وإحتمال حدوثهما
 حدج (†) . إذ (س) على القرتوب

ا جنمال حدرت (لحدثين () باب منا ع (() سار = (ع () باب بر (س)

ومالثل

 $(v) \in \times \cdots (v) \in \times (v) \in \times (v) \in \mathbb{Z}$ $(v) \in \times (v) \in \times (v) \in \times (v) \in \mathbb{Z}$

الإحتمال الشرطي :

فى المثال الدان لاحظنا أن الاحداث مستقلة بعض الدعض لهذا فإن إحتدال حدوث الحدث ب بعرض أن الحدث إنحقن يرمز لهيالرمز

ح (ب/1) زمز بسادی ح (ب

لأنه لا بوجد أن تأثير العدث إعلى الحدث ب

وعلى ذلك فنى الاحداث المستقلة فإن الاحتمال الشرطى فعدت ب بفرض أن الحدث إقد تحقق عدا حتمال حدوث الحادث ب

وأما لو كانت الاحداث غير مستقلة "Dependent"

ِ فَإِنَّ الْاحْتَمَالُ الشَّرَطَى لَجَنْتُ بَ رَمَرُ ح (ب/ 1) لا يساري ح (ب)

وعلى ذاك فاحتمال حدوث عدة حوادث غير مستقلة (، ب ، حر = 2 (1) × 2 (س/ ا) × 2 (حراس / ا) وحكذا

أى يسارى استدال حدوث الحادث الأولى×احتمال حدوث الحادث الثاني يفرض أن الحادث الآول قد تحتق ×احتمال حدوث الثانمك بفوض أن الحادثين الأول والثانى قد تحتقا .

وعموها تحد أن الفاعدة التر تعليل بن حالة الحوادث المستفلة و فير المستفلة هي قاعدة العمرب مع تارن واحد و مير أنه بالقسبة للعوادث غير المستفلة تحد أن تلاحظ أننه عندما عدرب الاستفال الآول في الثاني يحسب الاختمال سال بفرض أن الأول قد تحتق . والامثلة الآتية توضح لنا العارق بين الاحداث المستفلة رغير المستقلة .

مثال ۽ :

ألقيت بقطعة من النقود المتماثلة مرتين إلى أعلى . أوجد احتمال الحصول على صورة في المرتين .

: 4

وحيث أن كل حدث من الحادثين مستقل نماماً عن الآخر ، ولا يوجد أي ارتباط بينهما . فإننا نطبق الفاعدة

$$(-) \mathcal{E} \times (1) \mathcal{E} = (-1) \mathcal{E}$$

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times$$

مثال ه :

كيس به ولا كرات حراء ، إكرات زرقاء . سحبنا كرة من الكيس ولم مردها ، ثم سُحبًا كرة أخرى من الكيس ، أوجد احتمال أن تبكون كل من الكرنين المسحوبتين زرقاء .

: 4

$$\frac{Y}{v} = \frac{\frac{\xi}{16}}{16}$$
 المرة الآول $= \frac{\frac{\xi}{16}}{16}$ استمال سحب كرة زرقا. في المرة الثانية $= \frac{Y}{17}$ $= \frac{1}{17}$ $= \frac{Y}{1}$ $= \frac{Y}{1}$

77

$$(1/-) \ge \times (1) \ge \times = (-1) \ge$$

 $\frac{1}{1} = \frac{r}{1r} \times \frac{r}{v} =$

لأن ع (ب / ;) أساوى احتمال سحب المكرة الزرقاء و المرة الثانية

بفرض أن الأحتمالُ في الاولى قد تحقق ، أي كانت البكرة المسحوبة في المرة الأولى زرقاء .

أمثلة عامة على الاحتمالات

المثال الأول :

إذا كَان لدينا عملية معينـة ورعرنا لاحتمال النجاح بالرمز ع واحتمال الشمل بالرمز ل

فا هو احتمال تجاح هذه العلماية خلال مم من المرات الآول المتنالية وفضلها في باقى المرات وذلك بفرض أننا كرونا هذه العملية يو من المرات ينفس الطريقة وفي نفس الظروب

الحــل:

احتمال النجاح فى كل مرة = ع . . احتمال النجاح م من المرات الآولى المتثالثة = ع ؟ كم احتمال الفشل باقى المرات وعندما (بدح م) = لدح ^

. . الاحتمال المطلوب = ع × لا- ؟

المال الناني :

في المثال الأول أوجد احتمال تجاح المدمن المرأت .

: الحال:

في المثان الآول حصفًا على احتمال تعاج العملية خلال م عن المرات. تابين الما فا فان المرافق بالى المرات.

ولكن في افا المائل بريد المامول عني احتمال نماح الصلية في اداد م من افرأت دون أن تنتيد بعده من الرات الآول للمثالية ، ولحق لان دريشوب الاستمال الذي حالما عليه في المثال الأول في عاد طرق اسنيار م من المرات. سن بين و من المرات أى يعترب الاحتمال السابق 🗴 اللهن وبهذا يكرن الاحتمال المطلوب .

التالي الثالي .

ألفيت بقطعة أن النقود المتناثلة مرات مثالية إلى أعلى .

أوجد احتمال الحصول على صورة في المرتن الأولى والنانية فنط.

141

الاحتمال المطلوب:

$$\frac{1}{1-\lambda t} = \frac{1}{1-\lambda t} \left(\frac{\lambda}{1-\lambda}\right) = \frac{\lambda}{1-\lambda t} \left(\frac{\lambda}{1-\lambda}\right) \times \frac{\lambda}{1-\lambda t} = \frac{1}{1-\lambda t} \left(\frac{\lambda}{1-\lambda t}\right) = \frac{1}{1-\lambda t$$

وذلك تطبيعاً تقاعدة السابقة في المثال الإول.

الاحتمال المطلوب = ما x لسم

عدد مرات النعربة = ١٠ أى مه = ١٠

" عند مران، الحصول على الصورة = ٢ أَدُ م = ٢

1=1-0

احتمال الحصول عل الصورة = 4 و المرة الواحدة احتمال الحمول على الكذابة = 4

المثال الرابع :

في المثال السابق:

أوجد إحبال الحصول على مورتين:

الحل:

بالاسترشاد بالمثال رقم (٢) فإن .

$$\begin{aligned} IV = \int_{0}^{1/2} \times \int_{0}^{$$

الثال الحامس.

صندوق به مركزات متشابة فى كل شيء عدا المؤن منها ه كرات حرام ٢ كرات بيضاء ، سعب شخص كرة من الصندوق بطريقة عشوائية بلات مرات متنالية ، فاذا علم أنه كان ود الكرة إلى الصندوق عنب كل سرة يسعب فيها الكرة .

فأوجد احتمال أن تكون السكرات التي ثم سحبيا مها ٢ هراء وواحدة بيضاء ،

: 141

احتمال سعب كرة حراء في المرة الواحدة = بر

حتما ل حجب كرة بيعناه في المرة الراسة بيبر بـ

عند مرات السحب ۴ مرات .

ولو كان الاحتمال المطلوب هو سحب كرة حموا. في المرتين الآول والثانية بربيعناء في الثالثة .

$$\frac{r}{\lambda} \times \frac{\sigma}{\lambda} \times \frac{\sigma}{\lambda} = \frac{\sigma}{\lambda}$$
 يكان هذا الاحتال $\frac{r}{\lambda} \times \frac{\sigma}{\lambda} = \frac{\sigma}{\lambda}$

لانه بمكن أن تحصل على كرة حراه إما

على حذا يكون الاحتمال المطلوب :

$$\frac{r}{\Lambda} \times (\frac{a}{\Lambda}) \times r = \frac{rr}{\Lambda} = \frac{rr}{\Lambda}$$

المثال السادس:

مدب شامر ووقاين من جيموعة كاملة من أوراق اللمب. أوجد احتمال أن تسكون كل من الورقتين المسحوبتين ولدأ .

الحيار:

عدد الطرق التي يمكن بواسطنها جعب ولدين من أربعة أولاد .

+o, =

٦==

ى هدد طرق سحب ورفتين من ٥٢ وُدِقَةُ اللهُ ٢٥٠٠

$$\frac{70\times10}{1\times7} = 7771 4.55$$

المنال السابع:

ما هو احيمال الحصول على وله وبفت في المثال السابق؟

: 141

المثال الثامن:

في مجتمع معين إذا كان اجتمال أن يكون المولودة كراً = ٢٥. وبفرض أنه تم قيد الات حالات ولادة بسجل المواليد _ أوجد الاحتمالات الآنية :

١ ـــ أن تـكون الحالات الثلاث كلبا من الدكور..

٢ ـ د د و و من الإناث

حدد

٣ ــ أن يكون من الحالات الثلاث السابقة م حالة ذكور وحالة واحدة إثاث

ع. أن يكون من الحالات الثلاث ؟ حالة إناث رحلة واحدة زكور .
 ثم أوجد مجموع الاحتمالات السابقة .

. الحسال:

ان تبكون الحالات الثلاث كلها من الذكور .

🧢 أحتمال أن يكون المولود ذكر أ 📥 ٢٠٠٠

.. الإحتمال المطلوب = ٢٥, × ٢٥, × ٢٥,

(or) =

, E • 7 • A ·==

ع _ أن تبكون السالات الثلاث كلها من الاماث .

مرا احتمال أن يكون المولود ذكراً = ٢ ع.

مان احتمال أن يكون المولود أش = ١ - ٢٥, = ٨٤.

ر. الاحتمال المطلوب $= \Lambda 3$ و $\times \Lambda 3$ و $\times \Lambda 3$

 $=(\Lambda^{\sharp},)^{7}$

,110095=

٣ ... احتمال قيد مالئي ذكور وعالة [اك

", TARTY7 =

٤ -- احتمال قد حالتي إناث وحالة ذكرر

 $= {}^{3}v_{y} \times {}^{3}, \times {}^{3}, \times {}^{7}v_{0}$ $= r \times {}^{3}\times {}^{1}$ = 373807.

برجوع الاحتمالات البابقة

= ۲۰۹۰۲۰ + ۲۰۹۲۲۰ + ۲۸۹۲۷۰ + ۲۰۹۴۲۰ م. - ۲۰۹۴۲۶ = ۲۰۹۴۲۰ م. - ۲۰۹۴۲۶ م. - ۲۰۹۴۲۴ + ۲۰۹۴۲۶ م. - ۲۰۹۴۲ م. - ۲۰۹۴۲۶ م. - ۲۰۹۴۲ م. - ۲۰۹۲ م. - ۲۰۹۴۲ م. - ۲۰۹۲ م. - ۲۰۲ م. - ۲۰۲۲ م. - ۲۰۲۲ م. - ۲۰

أى أنه من المؤكد أن تكون حالات الفيد بسجل الوائد إحمدى الحالات الاربع السابقة

الثال التاسم:

واستخدام الثنائج التن حصلت عليها في المثال السابق ـــ أوجد الاحتمالات الانسة :

إن تمكون حالة قيد واحدة على الإقل من الذكور .

٠ -- أن تمكون حالنا قيد على الاكثر من الإناث.

الحسل:

 ب أن تكون حالة قيد واحدة على الآقل من الذكور يتحقق الاحتمال المطلوب إذا كان هناك حالة قيد واحدة من الذكور أو إذا كان هناك حالتين من الذكور أو إذا كانت حالات القيد الثلاث من الذكور. رمن المُدُلُ السابق أحد أن الاحتمال المطلوب.

= 373807, + FV7207, + A+7+31, = 1+3884.

يمكن الحُل مطريقة أسهل من الطريقة السابقة كا بلى :

. معدوع الاحتمالاتكليا 🚤 واحد صحيح .

ي الحالة الوحيدة للن لا تعتق لما الاحتمال هي الحالة التي تقيد ديا الحالات. اتتلات إنات

ولكن :

احداا، قيد الثلاث عالات إناث = ١٩٠٠١٠

وهو نفس الحواب الذي حصلنا عليه من الحل الأول.

٢ _ أن تبكون حالتا قيد على الأكر من الإماث .

الاحتمال الطلوب = احتمال عدم وجود إناث (احتمال حالات الدكور)

+ احتمال فيد حالة إناث واحدة

+ احتمال فيد حالتي إناث .

- A.F.31, + FYTPAT, + 373POT,

= ۸۰۶۸۸ر .

أ ي الا عنمال المطلوب == 1 – (احتمال قيد الثلاث حالات (ات) == ١-١٠٠٩٢ .

.AA91.A=

المثال العاشم :

كيس به ٣٠ كرة مها ۽ كرات سوداء ۾ ٨ كرات خشراء ي ١٨ كرة سفراء ، حينا منه ٨ كرات بطربة، عثيرائية . أوجد احتمال أن يكون منها ٢ كرات سوداء ٢ ٢ خشراء ٢ صفراء .

: الحسل:

$$\frac{1}{10^{10} \times 10^{10} \times 10^{10} \times 10^{10} \times 10^{10}} = \frac{10^{10} \times 10^{10} \times 10^{10}}{10^{10} \times 10^{10}}$$

المثال الحادي عشر :

صندوقان بالارل و کرات حراء کی ۳ کرات بیتلہ وبالثانی ۲ کرات حراء کی و کرات بیشاء ، فإذا سعبنا کرة من کل صندوق بطریقة عشوائیة فارحد احتمال :

- ان تكون كل من السكر تين المسحوبتين اللون حمراء .
- أن نكرن كل من الكرتين المسجوبتين بيضاء المون .
 - ٣ ــ أن تكون إحداهما حزام والآخرى بيضاء .
 - . مم أوجد مجموع الاحتمالات المابقة .

الحسل:

 $rac{1}{1} imes rac{1}{1} imes rac{1}{1}$ مانتهال أن تكون الكر تان المسحوبتان حمر أو تين

ساحتمال أن تكون إحدى الكرتين حراء والأخرى بيصاء مناه
 احتمال أن تكون الكرة المسحوبة من الصندوق الأول جراء رمن الصندوق
 الثاني بيضاء أو العكس (الكرة المسحوبة من الصندوق الأول بيضاء بس
 الثاني حراء) .

وحيث أن الدلاة منا علامة مائية أو طاردة لآن حدوث الحلجث بالعارية. <u>الآول</u> فينع حدور ناقمرية الثانية . : الاحتمال المطلوب = مجموع الاحتمالين

$$\left(\frac{1}{11} \times \frac{r}{\Lambda}\right) \times \left(\frac{1}{11} \times \frac{s}{\Lambda}\right) = \frac{1}{11} \times \frac{r}{\Lambda} = \frac{1}{11} \times \frac{r}{\Lambda} = \frac{1}{11} = \frac{1}{11} \times \frac{r}{\Lambda} = \frac{1}{11}$$

رِ مجموع الاحتمالات في (١) كه (٢) كه (٣)

$$\frac{\xi\tau}{\Lambda\Lambda} + \frac{10}{\Lambda\Lambda} + \frac{\tau \cdot}{\Lambda\Lambda} = 1$$

 واحد محيع لأنه من المؤكد تحقق أحد الاحتمالات المابقة .

المثال الثان عشر:

والهدف من هـــذا المثال مو إيتناح بعض الحقائق الهامة انظرية الاحتمالات .

نفرض أن حبرة الماضي لوكيل شركة أو بل أثبتت الحقائق الآنية . _ عدد السيارات المباعة ماركة ركورد _ _ . . . بسيارة عدد السيارات المباعة ماركة كاديت _ _ . . . يسيارة بالنسبة السيارات المركورد تبين أن الإلوان كانت كا بلي : _ . . . بسيارات الركورد تبين أن الإلوان كانت كا بلي : _ . . . وداء وداء

و باللسبة السيارات الكاديث كانت الآلوان كا يل: ... ووي بيضاء ، ١٨٥ حراء ، ٧٠ سرداء

لى هـذه الحالة وبقرض أن ما سيحدث فى المستقبل هو صورة من الماسى ويغرض أن :

الاحداث

شراء سيارة ركورد ... من شراء سيارة كاريت ... ال اللون الايمن ... اللون الايمن ... ال اللون الاحمر ... ال

فني هذه الحالة يمكن إستنتاج الإحتمالات الآتية على

,1=====

٢ - إحتمال طلب سيارة كاديت = --- ع

. سكذا

، بهذا عِسكن تركمون جدول إحتمالات بدلا بن جدول خرات المدسم

78

جدول الحترة

المجسوع	أسود	آمر	أيض	الون —
1	1	۲۰۰	۲•۰	ر کورد
٤٠٠	٧٠	14-	100	كاريت
1	14.	7 .4•	£3.	انجسوع

بدول الاحتمالات

انجسرج	لم	*1	· "J	
۶۲۰,	,۱۰	۶۴.	۴۰	~
,٤٠	,.,	,14	,15	او
3	,17	۸۲٫	,£ ,	الجنوع

وعكن من الحدول السابق إستنتاج الإحبالات الآتية : ــــ

ويمكن الحصول على هذا الإحبال من الجدول مباشرة (عود أول صف أول)

 $\gamma = \{cijl\ iol \ land \ jeth = \frac{v(b \wedge b_{i})}{v(a)} = \frac{v(b \wedge b_{i})}{v(a)} = \frac{v(a \wedge b_{i})}{v(a)}$ $= 2 (b \cdot b_{i}) = \frac{v(a \wedge b_{i})}{v(a)} = \frac{v(a \wedge b_{i})}{v(a)}$

ومذا الاحتمال يمكن الحصول عليه من الجد ل مباشرة (عمود ثمان صف ثان) = ١١٨

ومكذا بالنسبة لباقى الإحصالات التي يمكن الجصول علما من الجدول

ریلاحظ أن ع (س) أی إحتمال أن يطاب العمیل سیارة رکورد == -٦ وهو بساری ۳ + ۲ + ۱ و ای ان

(30)8+(30)8+(30)8=(0)8

ويطلق على ذكك الإحتيال الحدى للحدث من أي أن الإحتيال الحدي لمنشيسين

ي و برسهود الدين الموادث التي لها خورانس هذا المدين

والان ننتقل إلى إحتمال آخر

مامو إحيال أن الشخص الذي يريد سيارة ركورد سيختار اللون الآبيعش ؟ والمقصود عنا

هو أنالعميل قد إختار معلا السيارة الركورد وأنالمطلوب هو قياس إحتمال. أن يكون اللون أبيضاً

أى الإحتمال الشرطى بأن العميل سبختار سبيارة - بيضاء بفرض بأن لدينا العقيقة المقررة سلما وحرأن نوع اسبيارة المطلوبة ركورد : •

في هذه الحالة تصبح ديا مجموعة الحلول الد (Ω) = ١٠٠ ــ وعدد السارات السفاء = ٣٠٠

الإحال = ٢٠٠٠

و مكن كتابة هذا الاحتمال كا يل : _

$$\frac{1}{\sqrt{(v)v}} = (v/\sqrt{v})z$$

$$\frac{1}{\sqrt{v}} = \frac{1}{\sqrt{v}} = \frac$$

وهذا الإحتال بحتلف عن الإحتمال المشترك لطلب سيارة وكورد رجه م لاز هذا الإحتمال الاخير

$$=3(\sqrt{l_i})=\frac{\sqrt{(l_i \Pi \sqrt{l_i})}}{\sqrt{(l_i \Pi \sqrt{l_i})}}$$

وهو یساوی احتیار طاب سیآرهٔ وکوده
$$X$$
 احتمال آن تسکون السیارهٔ بیت $\frac{Y^{-1}}{2} = \frac{Y^{-1}}{2}$

er الإمتال الشرك لطلب سيارة ركورد وبيضاء مفسوماً على [حنال طلب سيارة كورد من أى لون

الإحتال الشرط لعدت ب بفرص أمثن عادت آخر م عد الإحتال المشرك العدارات العدارات عند م من المعادل و المعادل و المعادل و المعادل المعادل و المعادل المعادل و المعادل المعادل المعادل و المعاد

$$\frac{(-1)z}{(-1)z} = (b-)z$$

محاولات بزنوللي

Bernoulli Trials

إذا عرفها إحيال نجاح حدث معين فإننا نعرف في نفس الوقت إحمار الفشل. لأن إحيال النجاح + العشل = 1 كما سبق الإشارة اليه

فإذا كانت إ مى العنة الى تشمل - لات النجاح ، ب هي انفشة الى نشمل حالات الفشل

وحدف ؛ بر ب متنافران فإن

(-)2+(1:2=(-V1)2:.

أي أن

إحنال النجاح لم إحتمال الفشل ـــ ١

رزدًا لحُسَاءً عِنْمَاتٍ مِن سَلِمَةً مَمِنْهُ فِي الْمَاضِي وَوَجِمَاعًا أَنْ هُمْ مِمَا فَاسِداً . تَهُمُ مِنْ مَالِمًا

فَإِنْ خَبِرَةُ الْمَاضَى دَاءُ وَتَقْيِدُ مَا إِنَّ الْإِمَارِ عَلِي الدَّوَالِ الْآتِي :

إذا كان إحبَال أن تُهد وحدة بالمدة بين ويز فما هو أحبَال أن تمكون ٢٥ وحدة فاسنة من بين ١٠٠ وحدة تم غصوا

الاحتهار المطلوب

= $^{\circ}$ $^{\circ}$ $^{\circ}$ $\times (^{\circ}$ $^{\circ})$ $\times (^{\circ}$ $^{\circ})$ $^{\circ}$

رته سن أن أرضما السبب في الفيرب في " المعي

لانه من الممكن أن تبكرن الخمنة وعشرين وحدة الأرلى فاسدة والباق سليها ومن الممكن أن يكون الخمنة دعشرين وحدة من رفم ٢ الل ٢٦ فاسدة أو من رقيم الل ٢٧ ومكذا

لحذا ويجب أن نختار 70 وحاء من 100 . وكل محاولة من هذه المحاولات أسمى عاولة من هذه المحاولات أسمى عاولة برنوانى وعدما تكون هذه المحاولات مستقلة عن بعضها البعض وأن نتيجة أي محاولة ليس لها فأدير عنى المحاولات الآخرى وبفرض أن احتمال النجاح ــــ واحمال الفشل ــــ ل

فإن

وتسمى حذه العلاقة بالإحتمال ثمائي الحديث لآنه من الممكن استباطها من مفكوك ذات الحديث (ح + ل) ص

وأننا أجرينا التجرية 6 مرات فإنه يمكن حساب احتمال النجاح صفر مرة . مرة واحدة ، مرتبين

> وذلك إعطاء من القم صفر : ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ه ف البلاقة هومي (ح) ^{من} (ل) ^{ه – من}

على الرجه الآتى:

س = عد مرات النجاح ، ع (٧) = احتال النجاح س من المرات

(v)z v

مغر °ن مغر (+)مغر (+)°

1(4)(4),00

(†)(†)_{*}0°

(ځ) اړ ځ)ړ نه (

د ° نه (۱) (۱) صفر

ويلاحظ أن هذه التائج بمكن الحصول عليها من مفكرك المقدار في الحديد (* + *) *

ومعنى هذا أنه لو كان لدينا التهالالنجاح والفشال للحالة الواحدة أي النهوية الواحدة فإذ من المكن حساب احتمال النجاح لاى عدد من التجارب

ويمكن أن نقيس الإحتالات المختلفة

· مثال (1) :

هد القار زهرة نرد ما احتال الحصول على رقم 7 مرتبن من 10 مرات

الحسال

الاحنال = "المر (+) (+)

عال (٢):

ما احتمال الحصول على رقم ٦ مرتبي على الأكثر (من المثال السابق

$$(1-v)\xi + (1-v)\xi + (1-v)\xi = 0$$

$$(1-v)\xi + (1-v)\xi + (1-v)\xi = 0$$

$$(1-v)\xi + (1-v)\xi + (1-v)\xi = 0$$

$$(1-v)\xi = 0$$

$$($$

القبت بعملة ع مرات الى أعلى:

أوجد احتمال الحصول على صورة ٣ مرأت على الأكثر

الحسل

$$\frac{10}{17} = \frac{1}{17} + \frac{7}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} =$$

و عكن الوصول إلى الحل بطريقة الإستماد كا بلي :

﴿ الْمَالَةُ الوحيدةُ الَّهِ لَا تَعْفَقُ لَاحْتَمَالُ هِي حَالَةُ أَحْصُمُولُ عَلَى الصَّوْرِ و مرات

احتال المحسول على الصورة ع مرات

عه الإحتمال المطلوب سے ۱ – را ۱۲ – ۱۲ – ۱۲ – ۱۲

مثال (٤)

 آلا تنتج سلمة معينة فإذا دات التجارب على أن احتهال أن تكون السلمة معطوبة عده و أخذنا ه وحدات بطريقة عشوائية

أوجد الاحتالات الآنية : _

١١) أن تمكون الثلاث وحدات الاولى مطوبة

(٣) أن تسكون ثلاث وحدات معطوبة تماما

ر (٣) أن تـكون ثلاث وحدات معطو ة على الافل

﴿ ٤ ﴾ أَنْ تُسَكُونَ ثَلَاثَ وَحَدَاتَ مَمَرَبَهُ عَلَى الْأَكْثُرُ

الحسل

. ﴿ ﴾ ﴾ أن تبكون الثلاث وحدات الأولى معطوبة * خدّ. ذلك أن الوحدتين الأخرتين سلستان وبكون الاحتال

=(0.,)7(0.0)

(۲) أن تكون ثلاث رحدات معطوبة

[(,10)[(,.0),0°=

(٣) أن تكون ثلاث وحدات مطوبة على الأفل

(r<v) ==

 $= \chi(\cdot,\cdot) + (\cdot,\cdot) + (\cdot,\cdot) + (\cdot,\cdot) + (\cdot,\cdot) = (\cdot,\cdot) + ($

= تعهر(۱۰۵) ! (۱۹۵) + ته (۱۰۵) (۱۹۵) + (۱۹۵) (چ) أن تكون ثلاث وحدات معطو ، على الاكثر

+ °0,(°0,) (°0,0) + °0,(°0,0) + °0,(°0,0) +

= ٤ (٧= مغر) + ٤ (٧=١) + ٤ (٧=٢)

(r > v) ==

17=1)2+

او

 $(1 \le r)2 - 1 =$

(,40)(,·0),0°+°(,40)=

["(,.0)+(,10)!(,.0),0"]-1=

تمارين متنوعة على الاحتمالات

 ا ألقيت يزهرة مززهرات النرد مرتيزمتناليتين إحسب احتيال الحصول على الرقم ٢ مرة على الآفر .

۲ - صندوقان بالارل ۱۰ کرات زرقاه ی د کرات بیمنا، وبالثانی
 ۶ کرات زرقاه ی ۲ کرات بیمناه سعینا کرة من کل صندوق بطریقة عشوائیة،
 آجد احتال :

- (١) أن تكونكلاهما زرقاء
- (ب ، ، بيضاء،
- (ح) د د إحداهما زرقاء والآخرى بيضاد.
 - (٤) أوجد بحوع الأحنالات السابقة .

 ٣ ــ صندوق به ٥ كرات حراء كل ٣ كرات زرقاء كل ٦ كرات خضراء وسحبنا منسسه كرة بطريقة عشوائية ثلاث مرات متنالية . احسب احتمال أن وتكون الكرات الثلاث المسحوبة من النوع الآحر والآزوق والاخترعلى الترتيب ذلك بقرض :

أولاً : أن الكرة اللَّ تسحب من العندوق رَّد قبل السحب التالي .

ثانياً : أن الكرة الى تسحب من الصندوق لا ترد.

 ٤ - ألقيت برهرتين من زهرات النولا ثلاث مرات متتابعة على مطح أحلس . أوجد إحتال الحصول على بجوع به

أولا : مرة واحدة يقطب

ثانياً : مرة على الاقل.

عَالِثاً : مرتبن على الاكثر.

- ١) كان شخصان احتمال وفاتهما خلال ١٠ سنوات بساوي لله كا لم
 على الترتيب _ أوجد الاحتمالات الآنية :
 - (1) أن يموت 1 كا م قبل نهاية العشر سنوات.
 - (ب) أن يميش الإننان حتى نهاية العشر سنوات .
 - (ح) أن يعيش واحد على الأقل حتى نهاية العشر سُنوات . ﴿
 - (ء) أن يموت واحد على الأفل قبل نهاية المشر سنوات .

 ب جموعة كاملة من أوراق اللعب (٢٥ ورقة) سَحِبًا منها ٣ ورقات مرة واحدة . أوجد احتمال أن تكون الاوزاق المسحوبة تحمل الارقام
 ٨ ٩ ٩ ٩ ١٠ ١٠

 ل التمرين السابق أوجد الاحتمال بفرض إننا سحبنا ورقة واحدة ثلاث مرات متتالية دون ود الورنة المسحوبة .

٨ ــ مجموعة من أوراق اللهب عددها ١٦ ورقة عبارة عن ٤ أولاد
 ٤ بنات كه ٤ رجال كه ٤ عشرات. تم توزيعها بطريقة عشوائية بين اللاعبين
 ٢ ك ــ وجد احتمال حصول اللاعب ٢ على الأربعة أولاد.

٩ -- آلة تنتج سلمة معينة وتبلغ نسبة الرحدات الناففة . ١ ٪ من الإنتاج .
 أخفانا خسة وحدات بطريقة عشرائية أوجد الاحنالات الآنية :

- (1) أن يكون منها ٣ وحدات ثالفة تماماً .
- (ب) أن يكون منها ٣ وحدات تألفة على الأقل .
 - (ح) ألا يكون بها أي وحدات تالفة .
 - (و) أن تكون كلما نالفة .
- ١٠ كيس به ٥ كرات سحب منه بطريقة عشوائية كرة أو أكثر أوجد احتال أن يكون عدد البكرات المسحوبة فرديا.

عدد الطرق الى يمكن بها سعب كرة أو أكر = ۲° - ۱ = ۲۱ طریقه

والاحتال المطلوب 🛌 📆

0°+,0°+,0°=

القيمة المتوقعة

Expected Value

مفدمز:

من السهل على الانسان أن يتخذ ما يشاء من القرارات في ظل أمور واضحة ومؤكدة ـــ فعند شراء سلمة متماثلة فإنه يبحث عن أرخص المصادر لشراء مذه السلمة وهو يقارن بين التكاليف ويخنار المصدر الذي يمكنه من الحصول على السلمة مأقل تكافئة ممكنة

ولكن عندما نصبح أمام حالة من عدم الناكد ، فإننا نتخذ الفرارات على ضوء نونماننا المتتائج وبالتالى على ضوء القرم المختلفة للتوقمات المختلفة

والقسة المتوقعة لأي حدث

🚤 نيمة العائد من تحقق هذا الحدث 🗙 احتبال حدوث هذا الحدث

فئلا الشخص الذي يلعب لكسب رهان معين فإن القيمة المترقعة لهذا الحدث (كسب الرهان)

= قيمة الرمان x احتال الفوز به

م التجارية المتراث بمكن استخدامها في بعض التطبيقات التجارية العصول المراجع ودلك بمساب التيم المتوقعة المختلفة لإختيار أعلى هذه التيم كما هو واضع بالمثال الآتي :

تاجر پييم سلمة معينة ، ويريخ في كل وحدة پييم\ ١٠ قروش ويخسر في كل وحدة لا يستط_{ر (} ١٠) ه قروش

(اما نتيجة لان السلمة فابلة النلف أو لاى سبب آخر)

وبريد أن يحدد الكية الواجب تخزينها من هدنده السلمة للحصول على كمر قيمة مترقمة عكمة . وبرجوعه الدخيرات الماضى تقبين له أن أرقام مبيمانة كانت كا يلى وذلك عن ١٠٠ يوم

التكراد	رقم الميعات
ه يوما	٠٠٠ وسدة
» r.	
	3 €++
صفر د	

الحسل

أولا: تكوين جدول احتمالات

واضح أن الآيام موضوع العراسه كانت . . . يوم وأنه خلال . ه يوما كان يعيم ٢٠٠ وحدة وعلى ذلك فاحتلل أن ببيع ٢٠٠ وحدة في أي يوم من الآيام

$$\frac{1}{Y} = \frac{\bullet \cdot}{1 \cdot \cdot} =$$

وعلى شوء هذا يمكن قياس أتميم المتوقمة البدائل المختلفة العروضة أمامه

أولا : إذا قرر التاجر أن يخزن ٢٠٠ وحدة فإن القيمة المنوقعة بمكن حــابـاكا بلي :

> ف حالة بيع ٢٠٠٠ وحدة فعلا يكون الربح السكلى المتوفع . + + + + × + + + + + + + + + + ف ش

حيث أنّ ربح الوحدة الواحدة = 10 قروش واحتال أن بيبع ٢٠٠ وحدة $= \frac{1}{2}$ واكن من المتعلم أيشناً وبنسبة ٣، أن يطلب ٣٠٠وحدة ويكون الربح المتوقع ٢٠٠ × ٢٠٠ = ٢٠٠ فرش

ويلاحظ هنا أننا خريثاً ٢٠٠ وليس ٢٠٠ لانه لا يمكن للناجر أن يبيسع أكثر من الكية التي قرر تخزيها

ومن الممكن أيضا وغم أنه قام بتخزين . . ٢٠وحدة نقط أن بطاب منه شراه . . ورحدة باحتمال ٢. ولكه فى هذه الحالة أن يبيع سوى ٢٠٠٠رحدة و نكون . تبعة الرج المتوقع : : ٢٠ × ٢٠ = ٢٠٠ قرش مستسسم مستسم

وعلى هذا يكون قيمة الربح المتوقع في حالة تخزين ٢٠٠ وحدة

[(·۲×1·×۲··)+(··۲×1·×۲··)+(··×1·×۲··)]=

وبالمثل بمكن حساب قيمة الربح المتوقع في حالة تخزين ٣٠٠ وحدة على الرجه المتالي : __

ر ــ إذا طلب ٢٠٠ وحدة نقط يريخ ٢٠٠ × ١٠ ويخسر ١٠٠ × ٥٠ و والتيمة المتوقنة اصالى الريخ ــــــ ٥٠ (٢٠٠٠ - ٥٠٠) ـــ ٧٥٠ قر شا

٧ _ إذا طلب ٢٠٠ وحدة يرمح ٢٠٠ ١٠

والنبية التوقعة لمذا الربح 📄 ٢٠٠٠×٢٠ = ٩٠٠ قرش 🐣 🖦

٣ - إذا طلب . . ، و رحمة فانه يبيع ، ٣٠ رحمة المرجودة عندة والربح المتوقع

ويكون الربخ المترقع في حالة نخزين ٢٠٠ وَحِدَةُ

= ۲۲۵۰ = ۹۰۰ + ۹۰۰ فرشا

🚤 ۲۰۰۰ قرشا

كما يمكن حساب الرمح المتوقعين جالة ينهزين ... وجدة نشيده بين وه و وجدًا تكون كروتيمة متوانة لرنج = . ٢٥٥ عندما يكون المخرون = . ٢٥٠٠ عندما

" ويمكن المعيض هذه الشائع في الجدول الآلي"؛

الطاب المسامل البدائل المختلفة للمخزون السلمى					
٠٠٠ رحدة	٠٠ و حدة	۲۰۰ وحدة	٠٠٠ وحدة	إحتال	248
Y0.	••• • :	۸.,	1 		Y
	١	10	7.0	_ ,0	· ·:" .
40.	V0.	r •		٦٢,	. ***
1	143.	100		76	1
ر مغر د دو د دو		صفر.	سان صوفی . ۲۰۰۰	ار در د صفر -	···
180	****	140.	Y	الراما	القيسة

وبلاحظ من الجدول السائِق أنْ المنينة السفل = صابى الربح والقيمة العلما تمثل القيمة المتوقعة لصافى الربخ كيمهن ضرب صابى الربح × إستال الحصول عليه

ملخص لاهم مبلائ نظرية الإحتمالات مع آمثلة محلوله للإيضاح

(۱) الفئة الشامله هي الفئة التي تشمل جميع العناصر الناشئة عن إجراء تجرية معينة وتسمى فئة فضاء العينة Sample Space ويرمز لها بالرمز Ω

وإحتمال ونوع الحادث أ ويعبر عنه بالرمز ح (أ) = عدد عناصر الفئة أ مقسوما على عدد عناصر الفئة الشاملة حيث (أ) > الصفر

، ح (أ) < من الواحد الصحيح

 $1 \ge (1)$ ونعبر عن ذلك بالقول صفر ≤ 7

ا = (Ω) ا

 (۲) يقال للحدثين 1 . ب أنهما مانعان أو طاردان إذا كان وقوع أحدهما يمنع وقوع الآخر «Mutually exclusive»

فمثلا إذا ألقينا بزهرة طاوله لا يمكن المصول على رقم ه ، آ في نفس الوقت وإذا ألقينا بعمله لا يمكن المصول على صوره وكتابة في نفس الوقت ولذلك فإن إحتمال حدوث الحدثين المانعين = صفر أى أن ح (أ \sim γ) = صفر

وإذا كان الحدثان أ ، ب مانعين فإن ح (أ و ب) = ح (أ) + ح (ب) .

- (٣) إذا كانت 0 هي الفئة الخالية أي التي لا يوجد بها عناصر فإن: -(0) = -1
- (٤) إذا كان الحدث أ مو الحدث المكمل للحدث أ فإن ح (أ) =-اح(أ)

فمثلا عند القاء زهرة طاولة واحدة فإن الغنة الشاملة $= \{ 1, 1, 1, ..., 1 \}$ ، ه، $\{ 1, 1, 1, ..., 1 \}$

الحدث أ هو الحصول على رقم يقل عن ٥

$$= \{1, 7, 7, 3\}$$

الحدث المكمل أ = باقى عناصر الفئة الشاملة = (٥ ، ٦ }

$$z(1) = \frac{7}{7} = (1)z$$

وعموما التذكره ح (أ و ب) معناه إحتمال حدوث أ أو ب أوهما معاءح (أ∩ب) إحتمال حدوث أ ، ب معا ، ح (أ) هو احتمال عدم حدوث أ لان أ معناه الحدث الذي يقع إذا لم يحدث أ

٥- قاعدة عامه

إحتمال حدوث أحد الحادثين أ أو ب أوكلاهما

$$(\cdot \cdot \cap) = - (\cdot \cdot) = - (\cdot$$

احتمال حدوث الأول + احتمال حدوث الثاني-إحتمال حدوث الحادثين معا ولذلك إذا كان أ ، ب متتنافرين فإن ح (آ \cap ب) = صفر

لأنه في بعض الأحيان لا تكون العادة بين أن ب علاقة تنافر فإن - بل يدين هناك مشاركه بصورة جزئية عملا إذا كان الدست الدي الحصول على ورقة حمراء من مجموعة كاملة من أوراق اللاب (كَيْتُسْبِنه) والعدث ب هو الحصول على ولد

ما هي العلاقه بين المدثين أ ، ب ؟

الحدث أ يتقسم إلى
$$1/\sqrt{y}$$
 الحدث أ يتقسم إلى $1/\sqrt{y}$ أ $1/\sqrt{y}$ احتمال الحصول على ولد أحمر = $1/\sqrt{y}$ احتمال الحصول على ولد أحمر = $1/\sqrt{y}$ الحمد 1

7 7 7 7 7

(٦) الاحتمالات الشرطية

أ ، ب حدثان ، ح (ب) > صفر

مثال

ألقيت بزهرة طاولة وعرفت أن الحدث ب قد وقع وهو الحصول على رقم فردى ما إحتمال حدوث الحدث أ وهو الحصول على رقم ٥

حیث أن الحدث أ هو الحصول على رقم ه بفرض أننا عرفنا أن الحدث $\frac{1}{\gamma}$ وقد وقع وهو الحصول على رقم فردى أى $\frac{1}{\gamma}$

والطريقة أخرى ب ح (أ
$$\cap$$
 ب) ____ العصول على رقم فردى ، ه = $\frac{1}{7}$

$$\frac{r}{r} = (v)$$
 الحصول على رقم فردى

$$\frac{1}{r} = \frac{r}{1} \div \frac{1}{1} = \frac{(\varphi \cap 1)_{\mathcal{E}}}{(\varphi)_{\mathcal{E}}}$$

وهي نفس النتيجة الى وصلنا لها سابقا

$$\frac{(-1)^{c}}{(-1)^{c}} = (-1)^{c}$$

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

(V) الاحداث المستقله Independent

يقال للحدث أ بأنه مستقل عن الحدث ب إذا كان وقوع أحدها لا يؤثر في وقوع الآخر

فى هذه الحالة نجد أن إحتمال وقوع أ بفرض أن ب قد وقع = تماما إحتمال ونوع أ

إحتمال حدرة الحنثين معا = ح (أ م ب)

وهى قاعدة عامه ديهما تعددت الأحداث

(A) الأحداث المرتبطة Dependent

احتمال وقوع حدثين أ ، ب

أو تساوى ح (ب) × ح (أ) بفرض أن ب قد وقع وعموما يمكن القول يإن ح (أ∩ ب) = ح (أ/ب) × ح (ب) = ح (ب/أ) × ح (أ)

فإذا كان الحدثان مستقلین فإن ح (اً ب) = σ (اً \times (σ \to \times (σ \to) \times (σ \to (σ \to (σ) exist σ (σ (σ) exist σ (σ (σ) exist σ (σ) exist σ (σ) exist σ (σ) exist σ (σ) exist σ (σ) exist σ) exist σ (σ) exist σ) exist σ (σ) exist σ (σ) exi

$$\frac{1}{1}$$
 = $\frac{7}{1}$ × $\frac{7}{1}$ =

وأما أو أرجعنا الوحده المسحوية في المدة الأولى قبل السحب في المرة الثانية لكان الاحتمال = $\frac{7}{1.}$ × $\frac{7}{1.}$ = $\frac{1}{1.}$

قاعدة هامة : يعتبر الحدث أ مستقلا عن الحدث ب إذا كان :

ح (\cap ب) = - (1) \times (ب) وإلا كان الحدثان مرتبطين أى غير مستقلين عن معمَّهما البعض .

مثال ذلك صندوق به ٣ وحدات من منتج معين ولدينا الحدث (أ) الصندوق به وحدات سليمه ومعطوبة والحدث ب الصندوق به وحدة واحدة على الأكثر معطوبه

 $\frac{r}{4} = (\psi \cap i) c$, $\frac{r}{4} = \frac{1}{2} \times \frac{r}{4} = (\psi) c \times (i) c$

. '. أ ، ب حبثان مستقلان .

Baye's Farmula نظرية بييز (٨)

مصنع به ثلاثه خطوط إنتاج ، الأول أ والثانى ب والثالث خد الأنتاج = ١٠٠ وحده ، ١٠٠ وحده على الترتيب الوحدات المعطوبه = ١٢ وحده ، ٩ وحدات ، ٥ وحدات على الترتيب من الواضح أن إجمالى انتاج المصنع = ١٠٠٠ وحدة

وعدد الوحدات التالفة = ٢٦ وحدة

وإحتمال أن تكون الوحدة تالفه من إنتاج المصنع كله = ٢,٦ ٪

يمكن إعداد الجدول التالى :-

(0) اختمال ان تکون من انتاج العنبر ومعطوبه (۲) × (۲)	(3) احتمال العطب من انتاج کل عنبر علی دد:	(۳) احتمال الإنتاج للعنابر الثلاثة	(۲) كمية الإنتاج	(1) العنابر
.,.17.	۰,٠٢	,٦٠	٦	1
.,٩.	۰,۰۳	,۳۰	٣	ب
,	, • 0	,۱۰	١	-
٠,٠٢٦٠				

وهنا يمكن الحصول على الاحتمالات السابقة واللاحقه كما يلي :-

ح (ت / أ) إحتمال أن تكون الوحدة تالفه بفرض أنها من إنتاج
 العنبر أ = ٢,٠ وهو إحتمال شرطى

إحتمال أن تكون الوحده من إنتاج العنبر 1 = 1,

 $(a/c) \times (b) \times (b) \times (c)$ إختمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر أ وتالفه $= c \times (b) \times (c)$

 $= \Gamma. \times Y \cdot ... = Y \cdot ...$

إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر ب = ٣,

إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العتر ب وتالفه

 $= .7, \times 7. = 1...$

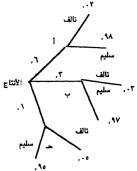
وكذلك إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر ح = ١,

وإحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر (حـ) وتالفه

وعلى ذلك إحتمال أن نكون تالفه إذا تم أخذها من إنتاج المصنع كل بطريقة عشوائيه

$$= \underbrace{\bigcap_{i} (1) \times \bigcap_{j} (1) + \bigcap_{i} (1) \times \bigcap_{j} (1) \times$$

ويمكن تمثيل ذلك بالشجرة التالية



والآن نسال عن إحتمال آخر وهو الإحتمال اللاحق لوقوع الحدث Posteriori

بغرض أنك أخذت وحدة من إنتاج المصنع ووجدتها تالفه . ما إحتمال أن تكون من إنتاج العنبر! ، ب ، ح .

الأمر هذا يتوقف على مساهمة كل عنبر فى - من الجدول السابق من الواضع من العمود رقم (٥) فإن إحتمال التلف على مستوى المصنع كنه -٠٢٠.

وأن العنبر أ ساهم بمقدار ١٠١٠, والعنبر ب بمقدار ٢٠٠٠, والعنبر حـ بمقدار ٢٠٠٠,

وعلى ذلك يمكن أن نقول:

بفرض أن الوحدة وجدت تالفه فإحتمال أن تكون من العنابر الثلاثه هي

وعلى دلك يمكن إستناج الكانون الأني :

$$\frac{(1/2)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^{\times}}(1)_{\mathbb{C}^$$

امثله محلوله على الإحتمالات

مثال (۱)

ثلاثه صناديق أ ، ب ، حابها ١٠ وحدات ، ٦ وحدات ، ٤ وحدات على الترتيب ويبلغ عدد الوحدات التالفه بها ٣ وحدات ، وحدتين ووحدة واحدة .

فإذا كانت فرص السحب من أى صندوق واحدة وأننا سحبنا وحدة واحدة بطريقة عشوائية من أحد هذه الصناديق ، مااحتمال أن تكون الوحدة تالفه وما إحتمال أن تكون سليمه

الحل

$$\frac{1}{Y}$$
 = jarity and jarity an

إحتمال أن تكون الوحدة تالفه

$$\frac{1}{\varepsilon} \times \frac{1}{r} + \frac{1}{r} \times \frac{1}{r} + \frac{r}{1 \cdot \times \frac{1}{r}} = \frac{1}{1/r} + \frac{1}{1/r} + \frac{r}{r \cdot \cdot} = \frac{1}{1/r}$$

إحتمال أن تكون الوحدة سليمه

$$\frac{V'}{VA} = \frac{V}{A} \times \frac{V}{V} + \frac{V}{V} \times \frac{V}{V} + \frac{V}{V} \times \frac{V}{V} = \frac{VV}{V}$$

وهى تساوى بطريقة الاستبعاد
$$-\frac{70}{100} = \frac{100}{100}$$

مثال (۲)

فى المثال السابق بفرض أن الوحدة التى سنُحبت بطريقة عشوائية وجُدت تالفه ما إحتمال أن تكون من إنتاج كل من الصندوق الأول أ والصندوق ب والصندوق جـ

$$('')_{ z \times (z \times ()_{ z \times ()_{ z \times ()_{ z \times (z \times ()_{ z \times (z \times ()_{ z \times ()_{ z \times ()_{ z \times ()_{ z \times (z \times ()_{ z \times (z \times ()_{ z \times ()_{ z \times ()_{ z \times ()_{ z \times (z \times (z \times ()_{ z \times (z \times ()_{ z \times (z$$

$$\frac{1\lambda}{o^{\Upsilon}} = \frac{\frac{1}{\gamma} \times \frac{1}{\gamma}}{1\lambda \cdot \div o^{\Upsilon}} = \frac{1}{\gamma} \times \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} \times \frac{$$

ويلاحظ أن مجموع الإحتمالات = واحد صحيح لأن الوحدة التالفه يمكن أن تكون من الصندوق أ أو ب أو حـ

مثال (٣)

أحمد وعمرو وعادل يتنافسون لكسب مباراة فإذا كانت فرصه أحمد ضعف فرصة عمرو وفرصة عمرو ثلاثه أمثال فرصة عادل ما إحتمال فوز كل منهم بالمباراة

نفرض أن إحتمال فوز عادل = س

ن. إحتمال فوز عمرو = 7 س

 $\frac{11}{2} = \frac{1}{2} - 1 =$

وهذا الاحتمال الآخير

= احتمال نجاح حسين ورسوب على + احتمال نجاح على ورسوب حسين + احتمال نجاح الاثنين

$$\frac{v}{v} \times \frac{v}{v} + \frac{v}{v} \times \frac{v}{v} + \frac{v}{v} \times \frac{v}{v} = \frac{v}$$

وهذا الاحتمال أيضا =

احتمال حدوث أحد حادثين أوكلاهما

= أحتمال حدوث الأول + احتمال حدوث الثاني - احتمال حدوث الاثنين

معا

وهي نفس النتيجة
$$\frac{7}{0} + \frac{7}{1} + \frac{7}{0} = \frac{11}{0}$$
 وهي نفس النتيجة عثال (0):

ألقيت بزهرتين من زهرات الطاوله وعلمت أن المجموع أقل من ٩ مااحتمال أن يكون المجموع رقما فرديا.

بعرض أن ح (ب) احتمال أن يكون المجموع أقل من ٩

المجموع ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨

عدر الحالات 1 + 7 + 7 + 3 + 0 + 7 + 0 = 77 حاله

ح (أ ∩ ب) معناه احتمال أن يكون المجموع فرديا وأقل من ٩

عدد الحالات ٢ + ٤ + ٦ = ١٢ حاله

$$\frac{17}{77} = (1 \cap 1) = \frac{17}{77}$$

$$\frac{1}{\sqrt{11}} \div \frac{1}{\sqrt{11}} = \frac{1}{\sqrt{11}}$$

$$= \frac{7}{77} \times \frac{77}{77} = \frac{71}{77} \times \frac{77}{77} =$$

ويمكن الوصول إلى هذا الحل عن طريق فضاء العينة المخفضه - حيث إننا علمنا أن المجموع أقل من ١٠. عدد الحالات = ٢٦ حاله

عدد الحالات التي تحقق الرغبة (عدد حالات المجموع الفردى) = ١٢ حاله

الاحتمال المطلوب = $\frac{1}{77}$ = $\frac{1}{77}$ وهى نفس النتيجة التي وصلنا لها سابقا .

مثال (٦)

يوجد بكلية الإدارة ٥٠٠ طالب ٣٠٠ ذكور ، ٢٠٠ إناث عدد الطلبه المصريين ٤٠٠ والإجانب ١٠٠ (٢٠ إناث ، ٨٠ ذكور) فإذا كانت الآحداث كما يلى:

الحدث (أ) مصرى الجنسية ، الحدث (ب) أجنبى

الحدث (جـ) نكور ، الحدث (د) إناث

أوجد الإحتمالات الأتية:

مع إيضاح العلاقات

الحل

ح (ح) إحتمال أن يكون ذكرا ، ح (د) احتمال أن يكون أنثى وهما حدثان متنافران = $\frac{7}{2}$ ، $\frac{7}{2}$ أي ٦, ٤, على الترتيب

ح (حـ / أ) وهو الاحتمال الشرطى بان يكون ذكرا بفرض أنك عرفت أنه مصرى الجنسية

عدد الذكور من المصريين =
$$0.0$$
 ذكر أجنبيا = 0.0 $= 0.0$ ذكر أجنبيا = 0.0 $= 0.0$ $= 0.0$ $= 0.0$ $= 0.0$ $= 0.0$ $= 0.0$

ويمكن الوصول لنفس النتيجة كما يلى :-

الاحتمال المطلوب هو الأحتمال الشرطى بأن يكون ذكرا بفرض أنك عرفت أنه مصرى

عدد الطلبة من المصرين = ٤٠٠

عدد الذكور من المصريين = ٢٢٠

الاحتمال = $\frac{\gamma\gamma}{2}$ = ٥٥, وهي نفس النتيجة التي وصلنا لها .

ح (أ \cap ب) = احتمال أن يكون مصريا وأجنبيا = صفر لآن الحدثين متنافران.

إذا كان إحتمال رسوب الطالب في الرياضة = ٣٠, وفي المحاسبة ٢٥, وفي المحاسبة والرياضة معا ١٠, إخترنا طالبا بطريقة عشوائية ووجد راسبا في المحاسبة ما إحتمال أن تكون راسبا في الرياضة أيضا .

الحل

$$_{\gamma}$$
 (ب) = إحتمال الرسوب في المحاسبة = $_{\gamma}$

الاحتمال الشرطى لأن يكون راسبا في الرياضية بفرض أنه وُجد راسبا في المحاسبة

$$\frac{(\psi \cap f)E}{(\psi)C} = (\psi \cap f)E =$$

مثال (۸)

كيس به ٣ كرات حمراء تحمل الأرقام ١ ، ٢ ، ٣ و ٣ كرات بيضاء تحمل الأرقام ١ ، ٢، ٣ أيضا - سحبنا كرتين بطريقة عشوائية أوجد الاحتمالات الآتية :-

- (١) أن تكون أحداهما حمراء و الأخرى بيضاء
- (۲) أن تكون إحداهما حمراء والأخرى بيضاء ولكن يحملان نفس الرقم
 الحل:
- (۱) عدد طرق سحب کرتین من Γ کرات بصفه عامه Γ ق $\gamma = 0$ و رمثل عدد مفردات الفئة الشامله فئه فضاء ، العینة مقام الاحتمال عدد طرق سحب کرة حمراء وکره بیضاء Γ ق Γ Γ ق Γ

$$\frac{r}{o} = \frac{1}{o} = \frac{r}{o}$$
 الاحتمال المطلوب

- (٢) يوجد ٣ أزواج من الكرات البيضاء والحمراء وتحمل نفس االرقم
 - (١) أحمر ، (١) أبيض
 - (٢) أحمر ، (٢) أبيض
 - (٣) أحمر (٣) أبيض

عدد طرق سحب زوج من ثلاثه أزواج = γ ق $_{1}$ = γ الاختمال المطلوب = $\frac{\gamma}{0}$ = $\frac{1}{0}$

مثال (٩)

أحمد ومحمود وعلى من النادى الأهلى وحسين وعمرو ومصطفى من نادى الزمالك يتنافسون على الفوز ببطولة تنس الطاولة فإذا كانت فرصة أحمد ضعف فرصة محمود وثلاثة أمثال فرصة على وتساوى فرصة حسين وثلاثة أمثال فرصة كل من محمود ومصطفى

ما إحتمال فوز لاعب من الأهلى بالبطوله وما إحتمال فوز أحمد بالبطولة واحتمال فوز حسين بالبطلولة .

الحل:

نفرض أن فرصة كل من على ، ومحمود ومصطفى
$$= m$$
 فرصة كل من أحمد وحسين $= 7 m$ فرصة محمود $= 0.1 m$

$$0, 0, 0 = 0$$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0, 0 = 0$
 $0, 0$

lerall sec also
$$= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$$
lerall sec also $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$
exilly an itially
lerall sec emus $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$
lerall sec acase $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$
lerall acadés $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$
lerall sec acase $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$
lerall sec acase $= \frac{\gamma}{\gamma\gamma}$

مثال (١٠)

إذا كان احتمال الفوز من المرة الواحدة = ٢, ما هو أقل عدد من المرات التي يمكن أن يلعبها ليكون إحتمال الفوز أكبر من ٧٠٪.

الحل:

ن أى عدد المرات = Γ ويمكن الحل بالتجربة أو باستخدم اللوغارتمات – $(\Lambda,)^c = \Sigma$, ومنها $(\Lambda,)^c \leq \Upsilon$, (تغيرت وجهة المتباينة للضرب فى كمية سالبة) ومنها ن لو Λ , و لو Λ , وبقسمة الطرفين على لو Λ , وهى كمية سالبة نجد أن

$$0 \ge \frac{\log 7}{\log N} \ge \frac{1070}{1700}$$
 7, a see Idelin = F

مثال (۱۱)

ثلاثه صناديق بالصندوق الأول ٢٠ وصده منها ٥ تالفه وبالصندوق الثانى ٣٠ وحده منها ٥ تالفه فإذا كانت فرص السحب من هذه الصناديق متكافئه وأننا سحبنا وحدة واحدة بطريقة عشوائية ، ما احتمال أن تكون تالفه .

الحل :

 $\frac{1}{r}$ احتمال السحب من أي صندوق =

احتمال أن تكون الوحدة تالفه = $\frac{1}{2}$ من الصندوق الأول ، $\frac{1}{2}$ من الثالث ، $\frac{1}{2}$ من الثالث

الاحتمال المطلوب =
$$\frac{1}{\tau}$$
 × $\frac{1}{\tau}$ + $\frac{1}{\tau}$ × $\frac{1}{\tau}$ + $\frac{1}{\tau}$ × $\frac{1}{\tau}$ = $\frac{t_1}{1\lambda}$

مثال (۱۲)

نفرض أننا سحبنا وحده واحدة في المثال السابق ووجدت تالفه ما احتمال أن تكون الصندوق الثاني وما احتمال أن تكون الصندوق الثاني وما

الحل:

$$\frac{\xi_1}{1\lambda} \div \frac{1}{Y} \times \frac{1}{Y} = \frac{1}{12}$$

$$\frac{Y}{\xi_1} = \frac{1}{12}$$

 $\frac{11}{16}$ ÷ $\frac{1}{1}$ × $\frac{1}{7}$ = المتعال أن تكون من المستوق الثالث

 $=\frac{1}{11}$ ويديهى من الأول $\frac{1}{11}$ وتكون مجموع الاحتمالات = واحد حيح

مثال (۱۳)

شركة يعمل بها ١٥ سيدة ، ٣٠ رجل إخترنا ١٠ أشخاص بطريقة عشوائية للسفر للخارج ماإحتمال أن يكون من بينهم سيدتان على الأقل إذا كان ٥ سيدات يرفضن السفر لظروفهن الخاصة .

$$20 = 10 + 70 = 01$$

مثال (١٤)

خمس ورقات من أوراق اللعب « الكوتشينه » تحمل الأرقام ١ ، ٢، ٣ ، ٤ ، ه سحبنا ورقتين بطريقة عشوائية أوجد إحتمال الحصول على مجموع فردى في الحالات الآتية :-

أ- حالة سحب الورقتين دفعه واحدة

ب- حالة سحب ورقة تلو الأخرى مع رد الورقة الأولى قبل السحبه الثانية

حـ- حالة سحب ورقة وراء الآخرى دون الرد .

الحل:

acc llation =
$$\frac{7}{1}$$
 elycrall = $\frac{7}{1}$

ب- يتحقق المطلوب إذا كان الرقم في السحبه الأولى فرديا وفي السحبه
 الثانية زوجيا أو العكس أي في المرة الأولى زوجيا والثانية فرديا

فردى في المرة الأولى = ١ ، ٣ ، ٥ أي ٣ حالات

زوجى في المرة الثانية = ٢ ، ٤

عدد الحالات = ٢ × ٢ = ٦ حالات

أو زوجى في المرة الأولى ، فردى في الثانية

$$T = T \times T$$

مجموع الحالات التي تحقق الرغبة ٦ + ٦ = ١٢

فئة فضاء العينة = عدد حالات السحب في المرة الأولى × عدد حالات السحب في المرة الثانية

$$\frac{17}{8}$$
 = $\frac{17}{8}$

 $Y = £ \times 0$ عنصر ه X = £

إذا كان السحبه الأولى عدد فرديا عدد الطرق = ٣ ويكون عدد طرق

سحب رقمًا زوجيا المرة الثانية = ٢ وعدد الطرق = ٣ ×٢ = ٦ إذا تم سحب رقما زوجيا في المرة الأولى يتم ذلك بعدد من الطرق = ٢ ويتم سحب عدد فردى في المرة الثانية بعدد ٣ طرق لأن عدد الأوراق الباقية = ٤ ورقات منها ٣ فردى وورقة واحده زوجية

مثال (١٥)

إذا كان احتمال فوز النادى الأهلى فى أى مباراة كرة قدم يلعبها = ٧٠, واحتمال التعادل = ٢٥, وإحتمال الخساره = ٢٥, - فإذا لعب النادى أربع مباريات خلال الشهر أوجد الاحتمالات الاتية :-

- (١) أن بفوز ٣ مباريات على الأقل ولا يخسر أي مباراه .
 - (٢) إن يفوز مرتين ويتعادل مره ويخسر مره
 - (٣) أن يتعادل مرتين على الأقل.

الحل:

(١) أن يفوز ٣ مباريات على الأقل ولايخسر أية مباراه يتحقق ذلك إذا فاز في المباريات الأربعة إلى يلعبها أو إذا فاز في ٣ مباريات وتعادل في مباراة واحدة

أ- إحتمال الفوز في أربعة مباريات = $(V,)^2 = YE-1$,

ب- إحتمال الفوز ٣ مرات والتعادل مره = ٤ق م $(,)^{7} (,)^{7} = ٣٤٣ ,$

الاحتمال المطلوب = ۲۰۱۱, + ۳۶۳۰, = ۲۸۵۱,

(٢) يكسب مرتين ويتعادل مره ويخسر مره

لو كان الاحتمال هو على سبيل المثال الفوز في المرتين الأولى والثانية والتعادل في الثالثة والخسارة في الرابعة لكان الاحتمال .

$$(V,)^{r}(oT,)'(o,\cdot)' = oT/\Gamma \cdot \cdot \cdot$$

ولكن المطلوب هو الفوز في أي مرتين والتعادل في أي مره والخسارة في أي مرة وهذه الصورة تتكرر ١٧ مره

عدد طرق ترتيب أربعة أشياء منها ٢ متشابهه

[ف، ف، ف، ت، خ]

(٣) احتمال أن يتعادل مرتين على الأقل

يتحقق الاحتمال في الحالات الآتية :-

(١) في حالة التعادل ٤ مرات

(٢) التعادل ٣ مرات والفوز مره أو التعادل ٣ مرات والخساره مره .

(٣) التعادل مرتين والفوز مرتين أو التعادل مرتين والخسارة مرتين

أو التعادل مرتين مع الفوز مره والخسارة مره

-1 التعادل ٤ مرات $(0.7,)^{1} = 7.797.7$

٧- احتمال التعادل ٣ مرات

= احتمال تعادل Υ مرات + مرة فوز يحدث بعدد 3 ق $_{1}$ = 3 طرق

+ احتمال تعادل ٣ مرات + خسارة مره يحدث بعدد ٤ ق. =٤ طرق

$$, \cdot \circ \times {}^{\tau}(, \Upsilon \circ) \ \ell + , V \times {}^{\tau}(, \Upsilon \circ) \ \ell =$$

٣- احتمال التعادل مرتين

التعادل مرتين و الفوز مرتين وعدد الحالات $\frac{13}{1 \times 10^7} = 7$ حالات

التعادل مرتين والخسارة مرتين وعدد الحالات = ٦ حالات

التعادل مرتين والفوز مره والخسارة مرة =
$$\frac{\Omega}{V}$$
 = ۱۲ حاله

$$= \Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(\Upsilon,\right)^{Y}+\Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(\cdot\circ\right)^{Y}+\Upsilon\Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(\Upsilon,\right)$$

11-100 الاحتمال المطلوب = 17-100 بر + ه100

يمكن حل التمرين السابق بطريقة الاستبعاد الاحتمال المطلوب

= 1 - (إحتمال التعادل صفر مرة + احتمال التعادل مرة واحدة)

إحتمال التعادل صفر مرة

= إحتمال التعادل صفر مرة + الفوز ٤ مرات حالة واحدة

إحتمال التعادل صفر مرة + ٣ مرات فوز + مرة خسارة = ٤ حالات

احتمال التعادل صفر مرة + Y فوز + Y خسارة = Y حالات

احتمال التعادل صغر مرة + الفوز مره + ٣مرات خسارة =٤ حالات

احتمال التعادل صغر مرة + الخسارة ٤ مرات = حالة واحدة

 $^{1}(, \cdot \circ) + ^{7}(, \cdot \circ) (, \vee) +$

= 1.37, +17.5., + 0.70., + 0.70., + 75..., = 0.717,

إحتمال التعادل مره وإحدة

تعادل مره وفوز ٣ مرات وخسارة صفر مرة ٤ حالات

تعادل مره وفوز مرتين وخسارة مرة ١٢ حالة

تعادل مرة وفوز مره وخسارة مرتين ١٢ حالة

تعادل مره وفون صفر مرة وخسارة ٣ مرات ٤ حالات

مجموع الاحتمالات٤ (٢٠) $(\lor ,)^{7} (\circ \cdot ,)^{\text{nut}} + 7 / (\circ 7 ,)^{\prime} (\lor \cdot ,)^{\prime}$ مجموع

+ ۱۲ (ه۲٫) (۷٫) (۰۰٫) + ٤ (ه۲٫) (۷٫) منفر (ه۰۰٫) ۲

, $\xi \Upsilon \setminus AV \circ = , \dots \setminus Y \circ + , \dots \circ Y \circ + , \dots \vee Y \circ + , \Upsilon \xi \Upsilon =$

=٥٠١٦٠٥، + ٥٢١٨٥، = ٣٢٨, لأقرب ١٣ أرقام عشريه

الاحتمال المطلوب = ١- ٧٣٨, = ٢٦٢, وهي نفس النتيجة السابقة ،

مثال (١٦)

إذا كان احتمال فوز عمرو في المرة الواحدة = 🔒

وإحتمال فوز عادل $= \frac{1}{\lambda}$ في المرة الواحدة

فإذا لعب كل منهما مرتين لناديهما فما احتمال الفوز مرة واحدة على الأتل

هنا يفضل الحل بطريقة الاستبعاد

لا يتحقق الاحتمال في حالة خسارة كل منهما في المرتين.

إحتمال خسارة عمرو في المرة الواحدة =
$$\left(\frac{3}{0}\right)^{\gamma}$$
 إحتمال خسارة عمرو في المرتين = $\left(\frac{1}{0}\right)^{\gamma}$ وكذلك إحتمال خسارة عادل في المرتين = $\left(\frac{V}{\Lambda}\right)^{\gamma}$ الاجمالي المطلوب = $1 - \left(\frac{1}{0}\right)^{\gamma} \times \left(\frac{V}{\Lambda}\right)^{\gamma}$ = $1 - 1$,

حل هثال رقم 17 بطريقة التحميم

إحتمالات النجاح
$$\frac{1}{0}$$
 ، $\frac{1}{\lambda}$ على الترتيب احتمال النجاح في المرات الأربع = $\left(\frac{1}{0}\right)^{\gamma}\left(\frac{1}{\lambda}\right)^{\gamma} = \frac{1}{1-1}$ إحتمال النجاح ٣ مرات \longrightarrow (تشمل مرة واحدة من المرات الأربع)
$$= \frac{\frac{1}{0}}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{\frac{1}{0}}{1-1}$$

$$= \frac{\frac{1}{0}}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{\frac{1}{0}}{1-1}$$

$$= \frac{1}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{1-1}$$

$$= \frac{1}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{1-1}$$

$$= \frac{1}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{1-1}$$

إحتمال الفوز مرتين: (والفشل مرتين) = ٦ حالات

$$\frac{1}{\sqrt{1-\epsilon}} = \frac{1}{\sqrt{1-\epsilon}} \times \frac{1}{\sqrt{1-\epsilon}} \times \frac{1}{\sqrt{1-\epsilon}} \times \frac{1}{\sqrt{1-\epsilon}}$$

$$\frac{V}{V} = \frac{V}{V} \times \frac{V}{V} \times \frac{V}{V} \times \frac{V}{V} \times \frac{V}{V}$$

$$\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{1}{\alpha} \times \frac{\lambda}{\alpha}$$
 (7)

$$\frac{v}{v} = \frac{v}{A} \times \frac{v}$$

$$\frac{\gamma_{\Lambda}}{\Lambda} = \frac{1}{\Lambda} \times \frac{V}{\Lambda} \times \frac{1}{0} \times \frac{1}{0} \quad (0)$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1$$

احتمال الفوز مرة (الفشل ٣ مرات)

$$\frac{1}{\circ} \times \frac{1}{\wedge} \times \frac{\vee}{\wedge} \times \frac{\vee}{\wedge} \times \frac{1}{\circ} \times \frac{1}{\circ} \times \frac{1}{\wedge} \times \frac{1}{\wedge} \times \frac{1}{\circ} \times \frac{1}{\circ}$$

$$\times \frac{1}{\lambda} \times \frac{\sqrt{\lambda}}{\lambda} + \frac{1}{0} \times \frac{1}{0} \times \frac{\sqrt{\lambda}}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} = \frac{\Gamma/\Gamma}{1.\Gamma/2}$$

$$\frac{a_1}{1...} = \frac{r_1}{1...} = \frac{r_1r}{1...} + \frac{r_1r}{1...} + \frac{r_1r}{1...} + \frac{r_1}{1...} = \frac{r_1}{1...}$$

وهى نفس النتيجة التي وصلنا لها سابقا

الفصل الثالث التوزيعات الإحتمالية

الفصل الثالث

التوزيعات الإحتمالية

المتغير العشوائى :

عند إجراء أى تجربة فإن هذه التجربة قد تسفر عن نتائج مختلفة يمكن أن تسمى كل منها متغيرا عشوائيا فعند إلقاء زهرة طاولة فإنه من المكن الحصول على الأرقام ١ أو ٢ أو ٣ أو ٤ أو ٥ أو ٦ وعلى ذلك فالمتغير العشوائي الذي يمكن أن نرمز له بالرمز س يمكن أن تأخذ أحد هذه القيم . وعند إلقاء عمله يمكن أن نحصل على صوره أو كتابه والمتغير العشوائي يمكن أن يكون أن صورة أو كتابة وإذا دلت الخبره العملية أن المبيعات اليومية لصاله عرض السيارات يمكن أن تترواح بين صفر ، ٧ سيارات فإن المتغير العشوائي يمكن أن يأخذ أحد هذه القيم.

وإذ أردنا أن نستطلع رأى المستهلكين لسلعة معينة عن مستوى هذه السلعه فإن هذا المستوى يمكن أن نعطيه الأرقام التاليه

ممتاز ۲

جيد جدا ه

جيد ٤

متوسط ٣

ردئ ۲

ردئ جدا ١

والمتغير العشوائي يمكن أن يسفر عن أحد هذه الآرقام والمتغير العشوائي
يمكن أن يكون محدوداً بمعنى أن يأخذ عددا من القيم الله الزمن اللازم لإنهاء
ويمكن أن يكون مستمرا بأخذ عدداً لانهائيا من القيم مثل الزمن اللازم لإنهاء
خدمة معنه .

جدول التوزيعات الإحتماليه:

إذا قمنا بدراسة عن مبيعات السيارات خلال ١٠٠ يوم وكانت كما يلى:

عدد الايام	لبيعات
١.	مىقر
١٥	1
۲.	۲
٤.	٣
١.	٤
٥	٥
1	

فإنه من الممكن الوصول إلى متوسط عدد السيارات المباعة في اليوم كمايلي:-

كما يمكن أن نحول هذه الخبره العملية إلى جنول توزيع احتمالي والحصول على المتوسط كما يلى :-

		عدد الآيام	المبيعات
ح (س) × س	ح (س)	ك	<u>س</u>
` مَنْفَر	٠,١٠	١.	صقر
, 10	۰۱۰,	١٥	1
, ٤ .	٠٢٠	٧.	۲
١,٢٠	. ٤ -	٤.	٣
, £ .	,۱۰	١.	٤
, 40	, • 0	0	٥
٧, ٤٠	1	١	

 \vec{w} الوسط الحسابي للتوزيع الاجمالي = مجـ $\vec{w} \times \vec{\sigma}$ (س)

ويمكن حساب التباين والأنحراف المعياري كما يلي :-

 $(w) \times \Upsilon(m - m) \times \sigma(m)$ حيث التباين = مجـ (س

المبيعات عدد الأيام

(س–سُ ^۲ ×ح(س)	ح (س)	ح (س- سُ)۲	(س-س)	<u>w</u>
۰٬۰۸۲	٠,١٠	۰,۷٦	Y, £ -	صفر
, ۲۹٤	۰,۱۰	1,47	۱,٤-	١
, • ٣٢	,۲۰	۲۱,	, £ —	۲
, \ £ £	, ٤٠	۲٦,	٦,	٣
FoY,	,۱۰	70,7	٧,٦	٤
۸۳۲,	, • 0	٦,٧٦	٢,٦	٥

1,78.

المتباين = ١,٦٤

الانحراف المعياري = الجذر التربيعي للتربيعي للتباين= ١, ٢٨

أنواع التوزيعات الإحتمالية

سبق أن أو ضحنا أن المتغير العشوائي ما هو إلى الوصف الرقمى للنتائج التى يمكن أن تسفر عنها أى تجربة سواء كانت تجربه بسيطة مثل ألقاء زهرة طاولة (الحصول على أحد الأرقام من ١ إلى ٦) أو القاء قطعة نقود (الحصول على صوره أو كتابه) وحتى هذه التجربة البسيطة يمكن تحريلها إلى أرقام بأن نفرض أن الصورة تأخذ رقم ١ والكتابه رقم ٢ – وهذا المتغير العشوائي قد يكون discrete منفصلاً إذا كان يأخذ رقما محدداً أو قابلا للعد أو قد يكون كرومات إذا كان من المكن أن يأخذ قيمة غير محدده مثل الاوزان وبرجات الحرارة وغيرها وعلى هذا فإن التوزيعات الإحتمالية يمكن أيضا أن تنقسم إلى قسمين :-

- (۱) توزيعات إحتمالية منفصله Discrete Probability distributian
- (۲) توزیعات احتمالیة متصله Continuaus probitity distributian

أول : التوزيعات الاحتجالية العنفصلو

(۱) توزيع بواسون The Poisson distribution وينسب هذا التوزيع إلى العالم سيمون دنيس بواسون (۱۷۸۱ – ۱۸۵۰) وحتى يمكن فهم هذا التوزيع علينا أن نتنكر أن المتغيرالعشوائي المنفصل هو الأساس لهذا التوزيع إذ أن الأمر يتطق هنا بعدد مرات وقوع حدث معين خلال فترة زمنية معينه – ما عدد السيارات التي يمكن أن يبيعها المعرض في اليوم الواحد – ما عدد المكالمات التي تصل إلى مكتب عميد الكلية كل ٥ دقائق – ما عدد الطائرات التي تصل مطار القاهرة كل ١٠ دقائق وكل هذه

الامور - المتغيرات العشوائية - يمكن أن تاخذ الأرقام صفر ، ١ ، ٢، ٣، ٤ ، ه الخ .

أى أن س يمكن أن تأخذ إحدى هذه القيم المحدده ويمكن الحصول على إحتمال أخذ المتغير العشوائي إحدى هذه القيم طبقا لتوزيع بواسون

$$\frac{\lambda_{\mathbf{A}} \times \mathbf{w} \lambda}{|\mathbf{w}|} = (\mathbf{w}) = \mathbf{w}$$

حيث $\lambda = \overline{\lambda}$ عدد مرات وقوع الحدث في خلال فترة زمنية معينة

هـ = ٢,٧١٨٢٨ أساس اللوغارتيمات الطبيعيه « نابريانيه »

ح (س) هو إحتمال حدوث المتغير العشوائي س

، س يمكن أن تأخذ أى قيمه من القيم المشار إليها سابقا .

وقد أمكن إعداد جداول لإحتمالات بواسون حيث λ تمثل متوسط عدد مرات وقوع الحدث خلال فترة من الزمن – والجدول رقم (١) يبين إحتمالات المتغير العشوائي س لمتوسطات تترواح بين ١٥، ٢٠ وجدير بالذكر أن بعض المراجع تعبر عن المتوسط بالرمز Λ بدلا من Λ

في هذه الحالة نجد أن

وسنعمل على إيضاح استخدامات توزيع بواسون الاحتمالي بعدد من الأمثله المحلولة ثم نتبعها ببعض التمرينات .

مثال (۱)

إذا كان متوسط عدد الزبائن الذين يدخلون أحد المحلات التجاريه = ٣ زبائن كل ه دقائق أوجد الإحتمالات الآتية :-

- (١) دخول زيون واحد خلال ه دقائق
 - (٢) وصول زيونين خلال ه دقائق
- (٣) دخول ٣ زيائن خلال ٥ دقائق على الأقل

ويمكن الحصول على هذه القيمة من الجنول مباشرة وذلك تحت المتغير العشوائى m=1 والمتوسط T نجد الرقم T , وهى نفس النتيجة التي وصلنا له .

وعلى ذلك سنستخدم الجداول باستمرار في حل التمارين ما لم يطلب خلاف ذلك .

احتمال دخول ٢ زيائن على الأقل

= ١-(احتمال عدم دخول أي زيون + دخول زيون واحد + دخول زيونين)

= ۸۲۷ه .

مثال (۲) :

إذا كان احتمال رسوب طالب في الامتحان = ١٠٪ من واقع خبرة الماضى ما إحتمال رسوب ١٥ طالب من بين ١٥٠ طالب بكلية الإدارة ودخلوا الامتحان .

الحل:

متوسط عدد حالات الرسوب من واقع خبرة الماضي

$$10 = \frac{1}{100} \times 100 = 10^{-1}$$
.

مثال (۳)

إذا كان عدد المراكب التي دخلت ميناء الاسكندرية العام الماضي = ١٤٦٠ مركبا ما إحتمال .

- (١) وصول ٣ مراكب في يوم معين من العام الحالى .
 - (٢) وصول ٣ مراكب على الأكثر في يوم معين .
 - (٢) وصول ٣ مراكب على الأقل .

في هذه الحالة متوسط عدد المراكب التي تصل يوميا

= TA/., + TTV., + of3/, + 30//, = 0773,

(٣) إحتمال وصول٣ مراكب على الأقل

$$[(3 (-1)^{2} + 3 (-1)^{2}) + 3 (-1)^{2}]$$

, YTA1 -1 =

= 1177,

مثال (٤)

إذا كان متوسط عدد الطائرات التي تصل مطار القاهرة خلال ساعتين = 1 المائرة ما إحتمال وصول ٤ طائرات خلال الساعة .

متوسط عدد الطائرات التي تصل كل ساعه = ٦ طائرات

ح (3) على أساس أن المتوسط M=1 من الجدول = 1774,

تمارین علی توزیع بواسون

- (١) إذا كان متوسط عدد المكالمات التي تصل إلى سويتش الكلية = ٨
 مكالمات في الساعة ما احتمال وصول ٣ مكالمات في الساعه على الأقل ،
 ٣ فقط ، ٣ على الأكثر .
- (۲) إذا كان متوسط عدد المبيعات من السيارات لأحد المعارض = ٣ سيارات في اليوم ما إحتمال أن يبيع ٥ سيارات على الأكثر في أحد الأيام .
- (٣) إذا كان إحتمال رسوب الطالب في ماده الأحصاء = ٥٪ من واقع خبرة الماضي – ما إحتمال رسوب ١٠ طلاب على الأكثر من بين ١٤٠ طالب دخلوا الامتحان .
- (٤) إذا كان متوسط عدد حوادث السيارات التي تقع يوميا في أحد المدن = ٣ حوادث يوميا ، ما إحتمال عدم وقوع أي حادث في يوم معين .

التوزيع ثنائى الحدين

Binomial Distribution

ويعتبر من التوزيعات الإحتمالية المنفصله ولهذا فإن هذا التوزيع الإحتمالى يقوم على أساس إفتراض إجراء تجربة معينه عدة مرات وإحتمال النجاح في أى مره يكون ثابتا والتوزيع الاحتمالي يعطينا إحتمال النجاح صفر مره ، مره واحده ، مرتين الغ . إحتمال النجاح ر من المرات من بين ن من المرات (عدد مرات إجراء التجربه) .

$$- \frac{1}{2}$$
وهذا الاحتمال $= \frac{1}{2}$ ق $\frac{1}{2}$ وهذا الاحتمال $= \frac{1}{2}$

حيث ح إحتمال النجاح في المرة الواحدة ، ر عدد حالات النجاح المطلوبه ، ن عدد مرات إجراء التجرية ، (١-ح) = ل أيضا إحتمال الفشل في المرة الواحدة.

وينسب هـــذا التوزيع إلى العالــم الرياضــي اكسريـسرى برتوالي Bernoulli Process - وتقوم هذه العملية على الأسس الآتية :-

١- اجراء التجرية عدد من المرات مقداره ن

Y- فى كل مره تجرى فيها التجربة يوجد إحتمال نجاح = ح واحتمال فشل U = 1 - 0 واحتمال أبت من تجربة الأخرى .

٣- كل تجربة من التجارب تعتبر مستقله عن التجربة الأخرى .

مثال (۱)

ويكون التوزيع الإحتمالي كما يلي :

$$\frac{7}{4}$$

مثال (۲)

عند القاء زهرة طاوله ٤ مرات المطلوب الحصول على رقم ٥ إحتمال النجاح $\frac{1}{\gamma}$ وإحتمال الفشل ل = $\frac{1}{\gamma}$ فإن التوزيع الاحتمال يكون كما يلى :-

and
$$\frac{3}{2}$$
 $\frac{1}{2}$ $\frac{1}{2}$

$$\frac{1}{2}\tilde{v}_{1}\left(\frac{r}{r}\right)^{2}\left(\frac{\circ}{r}\right)^{2}=rPY/\ldots = \lambda\circ\lambda^{2},$$

$$\gamma$$
 3 $\tilde{c}_{\gamma}\left(\frac{r}{r}\right)^{\gamma}\left(\frac{\circ}{r}\right)^{\gamma}$ = $rP\gamma\left(\frac{1}{r}\right)^{\gamma}$ = $Vol(1, r)$

$$7 \qquad {}^{3}\tilde{v}_{7}\left(\begin{array}{c} \frac{1}{\Gamma}\end{array}\right)^{7}\left(\begin{array}{c} \frac{0}{\Gamma}\end{array}\right)^{7} \qquad = \Gamma \Gamma Y \Lambda \left(-Y \right) = 30 \Lambda \cdot .$$

$$\frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} \int_{\mathbb{R}^{2}} \frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} \int_{\mathbb{R}^{$$

وقد أمكن إعداد جداول لحساب توزيع ثنائى الحدين كما هو موضع بالجدول رقم r حيث r تمثل عدد مرات إجراء التجرية r المتغير العشوائى أى عدد مرات النجاح المطلوبه – وكذلك إحتمالات النجاح إعتبارًا من r . لفاية r . ويمكن الحصول على قيم المثال الأول من الجدول رقم r

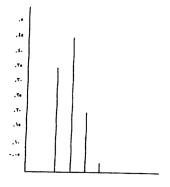
فى المثال الأول إحتمال النجاح فى أى مرة = ٥, وعدد مرات إجراء التجرية٤ وبالكشف فى الجدول أمام ن = ٣ وتحت إحتمال ه, ونجد

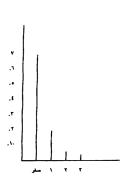
$$, \Upsilon Vo. = (\Upsilon)_{\tau}$$

وأما بالنسبة للمثال الثانى فإحتمال النجاح $\frac{1}{1}$ غير موجود بالجدول (١٦٦٧) لأن الموجود إحتمال نجاح ١٥، ، ٢٠، ويمكن تمثل توزيع ثنائى فى الحدين بيانيا كما يتضع من رسم المثال الأول .



ويلاحظ من رسم هذا المثال أنه متماثل ومنتظم تماما - عددمرات إجراء التجربة ٢ مرات وإحتمال النجاح في المرة الواحدة = ٥, والآن نرسم هذا التوزيع ثنائي الحدين بفرض أن إحتمال النجاح في المرة الواحدة = ٣, وكذلك أو لنرى إتجاه الرسم.





ويلاحظ من الرسوم السابقة أنه كلما أنخفض إحتمال النجاح في المرة الواحدة كلما كان المنحني ملتويا وهو ملتوى إلى جهة اليمين.

ويديهي لم إرتفع إحتمال النجاح في المرة الواحدة فإن المنحنى يفقد أيضا التماثل ويميل إلى الإلتواء جهة اليسار.

توزيع بواسون كتقريب للتوزيع ثنائى الحدين

فى كثير من الأحيان قد لانجد الجداول اللازمة لحساب الاحتمالات المختلفة التوزيع ثنائى الحدين ولهذا قد تلجا إلى توزيع بواسون كتقريب التوزيع ثنائى الحدين ولكن بشرط.

- (۱) أن يكون ح ﴿ ٥٠,
 - (۲) أن يكون ن ۲۰ ۲۰

وفي هذه الحالة سنستخدم توزيع بواسون بفرض أن المتوسط = $\dot{v} \times \dot{v}$ وسنقوم بحساب القيم الخاصة بتوزيع ثنائي الحدين وتوزيع بواسون مع فرض أن $\dot{v} = \dot{v} \times \dot{v}$ ون $\dot{v} = \dot{v} \times \dot{v}$ ون $\dot{v} = \dot{v} \times \dot{v}$

وفي هذه الحاله يستخدم توزيع بواسون بفرض أن

. M ie $\lambda = 1... \times .7 = .7$,

وسنوضح الفرق في حدود أربعة أرقام عشرية .

الفرق	(الاحتمال بواسون)	الاحتمال (ثنائي الصين)	المتغير العشوائي
۸۰۰۰	, 4\4Y	, ۸۱۷۹	صفر
, 10	, 1757	, 1707	•
, • • • •	, • ١٦٤	, • ١٥٩	۲
,١	, • • • • •	, 1 .	٣

مما سبق يتضح وجود فروق ضئيلة جدًا تجعلنا نثق في هذا التقريب



التوزيعات المتصله (المستمره) التوزيع العادى

Normal Distribution

- اهمية التوزيع العادس :

يعتبر التوزيع الإحتمالي العادي Normal probility, distribution هو أهم التوزيعات الاحتماليه التي يمكن إستخدامها لو صف المتغير العشوائي المستمر... بل يرى الكثير من رجال الأحصاء أن هذا التوزيع يعتبر حجر الزواية في النظرية الأحصائية الحديثه وترجع الأهمية القصوى لهذا التوزيع إلى أنه وجد مناسبا لوصف الكثير من الظواهر من بينها الخصائص المتعلقه بوصف الانسان نفسه من حيث التوزيعات التكراريه للأوزان والأطوال وكذلك الأختيارات الضامسه بمستوى الذكاء وإذا تركنا الجوانب الإنسانية ونظرنا ليعض الظواهر الآخرى مثل الأعمار الخاصة بالمصابيح الكهربائية أن يطاريات السيارات أن غيرها - أن توزيع درجات الطلاب لو جدناه يصلح لوصفها ولعل من أهم خواص التوزيم العادي أنه يمكن استخدامه بنجاح كتقريب للكثير من التوزيعات الاحتماليه مثل التوزيع ثنائي الحدين وتوزيع بواسون وغيرها مع ملاحظة أن التوزيع ثنائي الحدين أو توزيع بواسون من التوزيعات المنفصلة أي التي تتصل بالاشياء التي يمكن عدها في حين التوزيم العادي من التوزيعات المستمره التي يمكن قياسها والتوزيعات المنفصله تأخذ فيمامحدوده ومعدوده في حين أن التوزيعات المستمرة يمكن أن تأخذ أي قيمة ونظرا لآن هذا التوزيع العادى من التوزيعات التي تصف المتغيرات العشوائية التي يمكن أن تأخذ أي قيمة فإننا لا نقوم عاده بحساب إحتمال كل قيمة من هذه القيم اللانهائية ولهذا فاننا نعدم عادة بحساب إحتمال أن تكون القيمة في حدود معينه

فنقول مثلا إحتمال أن يكون وزن الشخص بين ٧٥ ، ٨٠ كيلو = ٣, ولا يمكن أن نقوم بحساب الاحتمال لكل وزن من الأوزان على حده لأن هذه الأوزان يمكن أن تأخذ ملايين القيم . والامر هنا يختلف مثلا عن توزيع ثنائى الحدين أو توزيع بواسون فنقول مثلا إحتمال وصول ٥ طائرات المطار خلال ساعه = ٤٠ .

- الأصل التاريخي

ويرجع الفضل الأساسى إلى ظهور هذا التوزيع الإحتمالي وإلى تطوره إلى علماء القرن الثامن عشر أمثال كارل جوس Karl Gauss

- والذى كثيرا ما يسمى هذا التوزيع بأسمه تكريما له وغيره من العلماء أمثال بيير لابلاس Pierre Laplace وإبراهام مواثر Abraham de Moirre
 - خصائص المنحني العادي أو كما يسمى في بعض الأحيان الطبيعي .
 - (١) المنحنى العادي له شكل الناقوس bell Shape

وله قمة واحدة Single peak

(Y) المنحنى متماثل تماما حول محود رأسى يصل بين قمة المنحنى ويقطع المحود الأفقى عند نقطة تمثل قيمة الوسط الحسابى والوسيط والمنوال لتساوى قيم هذه المتوسطات عند هذه النقطة وحيث أن هذا المحود هو محود التماثل ويصل القمه بقيمة المتوسطات على المحود الأفقى فإن هذا يعنى أن أكبر تكرار يكون عند القمه وهو الذي يقابل قيم المتوسطات وتقل هذه المتكرارات تدريجيا كلما إتجهنا إلى اليمين – زيادة القيم عن المتوسط أو أتجهنا إلى اليسار نقص القيم عن المتوسط وكلما إبتعدنا أكثر وأكثر عن المتوسط كلما قلت التكرارات ولهذا نقول أن المنحنى العادى طرفان « ذيلان » طويلان يمتدان ذات اليسار العسار

لمسافات طويله وتقربان من المحور الأفقى دون أن يمساه .

The twa tails extend in difinitely and never touch the horizontal axis

(٣) رغم أنه من المغروض نظريا أن طرفى المنحنى يمتدان يمينا ويسارًا إلى مالانهاية دون أن يمسا المحود الأفقى ، إلا أننا نهتم من الناحية العملية بالقيم التى تزيد أو تنقص عن الوسط الحسابى بمقدار ٣ وحدات معياريه حيث أن المساحة الكلية تحت المنحنى = ١ (مجموع الاحتمالات) – النصف عن اليمن والنصف على اليسار – فإذا رمزنا للوسط الحسابى بالرمز ٣ وللانحراف المعيارى بالرمز σ فإن المساحة بين

$$M + I = \sigma + YAF$$
,

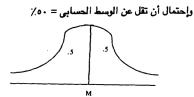
,
$$4088 = \sigma Y + M$$
.

,44V
$$\Upsilon = \sigma \Upsilon + M$$
.

تفسير ذلك أن ٢٨,٢ ٪ من قيم المفردات لاتزيد أو تنقص عن الوسط الحسابى إلا بوحدة معياريه فقط أى أن ٢, ٣٤ ٪ من القيم تزيد عن الوسط الحسابى بمقدار وحده معياريه واحده ، ٢٤,١ ٪ من القيم تنقصى عن الوسط الحسابى بمقدار وحده معياريه واحده .

وبالمثل ٤ , ٩٥ ٪ من قيم المفردات الاتختلف عن الوسط الحسابي إلا في حدود وحدتين معياريتين فقط وكذلك ٧ , ٩٩ ٪ من قيم المفردات تزيد أو تنقص عن الوسط الحسابي بمقدار ٣ وحدات معياريه فقط ولذلك كان الاهتمام العملي قاصرا على هذه الحدود .

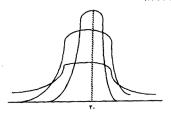
وعلى ذلك إحتمال أن تزيد قيمة المتغير عن الوسط الحسابي = ٥٠٪



وفى حالة تعادل الوسط الحسابى فإن شكل المنحنى العادى يختلف حسب الانحراف المعيارى كلما زاد تفرطح المنحى كما يتضح من الأشكال الآتية:

٣. = ₱.

A. £ , Y = J.



تعریف Z

ويمكن أن تعرف Z بأنها تمثل الفرق بين قيمة أى متغير س والوسط الحسابي ٢ بدلاله الوحدات المعارية

فمثلا لو كان متوسط وزن الطالب = ٧٠ كيلو بانحراف معيارى ٥ كيلو وكان وزن أحد الطلاب = ٨٠ كيلو فإن الفرق بين وزن الطالب والمتوسط ٨٠ كيلو - ٧٠ كيلو = ١٠ كيلو بالوحدات المطلقة أي بالكيلو جرام وأما
 الفرق بدلا له الوحدات المعياريه

$$\frac{M - \omega}{\circ} = Z.$$

$$\frac{V - A}{\circ} =$$

= ۲ وحده معباریه

وتوجد جداول لحساب الإحتمالات عند قيم Σ المختلفة فمثلا تحت $\Sigma = 1$ نجد أن الاحتمال = 78.7, وهذا يعنى أنه إحتمال أن تكون قيمة المتغير بين الوسط الحسابي وبين الوسط الحسابي مضافا له وحده معياريه واحدة = 78.7, وهكذا – وبهذا ممكن الحصول على الاحتمالات المختلفة .

وعلى ذلك يمكن أن تتصور أن الوسط الحسابى ينحرف عن نفسه بالقيمة صفر من الواحدات المعيارية فإذا أردنا أن نعرف مثلا إحتمال أن نتراوح قيمة المتغير بين الوسط الحسابى والوسط الحسابى مضافًا إليه ٥,١ وحده معياريه فإن هذا الاحتمال = ٤٣٣٢، وبهذا يمكن إستخدام الجداول لقياس الإحتمالات المختلفة كما يتضع من الأمثله الآتية :-

مثال (۱)

في دراسة عن محو الأميه في مصر تبين أن عدد الساعات اللازمه لذلك يخضع للتوزيع العادي وأن الوسط الحسابي لعدد الساعات اللازمه = ١٠٠ ساعه وبانحراف معياري قدره ١٠٠ ساعه أوجد الاحتمالات الآتية :-

أ- ما إحتمال أن شخصا تم إختياره بطريقة عشوائية يحتاج إلى أكثر من
 ١٠٠ ساعه لحو أميته .

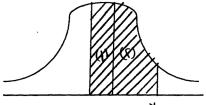
ب- ما إحتمال أن يحتاج هذا الشخص إلى مدة تتراوح بين ٥٥٠ ، ٧٠٠ ساعه لمحو أميته .

ج- ما إحتمال أن يحتاج هذا الشخص إلى ٥٠٠ ساعه على الأقل لمحو أميته .

د- ما إحتمال إحتياجه إلى ٤٠٠ ساعه على الأكثر لمحو أميته .

أ- الإحتمال المطلوب = ه,

ب- إحتمال إحتياج الشخص إلى مدة تتراوح بين ٥٥٠ ساعه ، ٧٠٠ ساعه



٧..

الفرق بين ٥٥٠ ، ٦٠٠ = ٥٠ ساعه

ace liberic large $\frac{0}{1.1} = 0$,

عندما Z = 0, يكون الإحتمال رقم (١)

,1910

القرق ۷۰۰ – ۲۰۰ = ۱۰۰ ساعه

 $(1 = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot} = 1)$ Z.

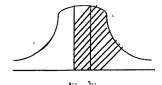
$$1 = 1 \cdot \cdot \cdot + 1 \cdot \cdot = Z$$

$$3(1) = 7137, \quad 3(7) = \frac{1}{7}$$



$$Y = \frac{Y \cdot \cdot}{Y \cdot \cdot} = Z \cdot$$

$$1800 - 100$$
 | $1800 - 100$



مثال (۲)

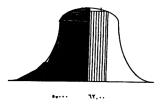
إذا كان متوسط عدد المشاهدين لمياريات النادى الأهلى = ٥٠٠٠٠ مشاهد بأنحراف معيارى = ٥٠٠٠٠

ما إحتمال:

- (١) أن يقل عدد المشاهدين عن ٦٢٠٠٠ .
 - (٢) ألا يقل عدد المشاهدين عن ٧٠٠٠٠
- (٣) أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٤٠٠٠٠ ، ٥٠٠٠٠

الحل:

(١) إحتمال أن يقل عدد المشاهدين عن ٦٢٠٠٠



الاحتمال المطلوب = ٥, (احتمال أن يقل عند المشاهدين عن ٥٠٠٠٠)

+ إحتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٥٠٠٠٠ ، ٦٢٠٠٠

الفرق بالوحدات المطلقة = m - M = 1700

= ۱۲۰۰۰ مشاهد

 $A = \frac{17\cdots}{10\cdots} = \frac{17\cdots}{10\cdots}$ قيمة Z (الانحراف بالمحدات المعيارية)

الاحتمال من الجدول = ٢٨٨١,

VAA = , ه + ه , = VAA الاحتمال المطلوب = VAA ,

(Y) إحتمال ألا يقل عدد المشاهدين عن ٧٠٠٠٠ معناه أحتمال أن يكون عدد المشاهدين ٧٠ ألف فأكثر

≈ ٥, - احتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٥٠٠٠٠ ، ٧٠٠٠٠

الفرق بالارقام المطلقة = ٧٠٠٠٠ - ٢٠٠٠٠

$$1, TT = \frac{Y....}{10...} = Z$$

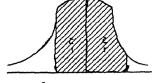
ح (من الجدول) = ٤٠٨٢ ,

وهو إحتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٥٠٠٠٠ ، ٧٠٠٠٠

1 الاحتمال المطلوب = 0, -2.03, = 0.00, الاحتمال المطلوب

إحتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٤٠٠٠٠ ، ٧٠٠٠٠

وهذا الاحتمال يتكون من ح ، ، ح ،



& V.,...

الحصول على ح، الفرق بالارقام المطلقة = ٤٠٠٠٠ - ٥٠٠٠٠ = ١٠٠٠٠ مع الممال الاشاره

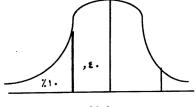
$$\sqrt{1} = \frac{1}{10000} = Z$$

تطبيق عملى :

يمكن إستخدام التوزيع المعياري العادي" Standard Normal Distri bution"

في إيجاد الحلول المشاكل العملية خصوصًا تلك المتعلقة باعطاء الضمانات عن عدد ساعات تشغيل المصابيح الكهريائية أو عدد كيلومترات تشغيل إطار السيارات أو المدد اللازمه الضمان السلع المختلفة وسنوضح ذلك الأمر بمثال عملى:

بفرض أن إحدى الشركات تنتج نوعا معينًا من المسابيح وأن الوسط الصابي للعمر الافتراضي = ٩٠٠ ساعه بانحراف معياري قدره ٦٠ ساعه وإذا أفترضنا أن الشركة ترد المشتري نصف ثمن المسباح إذا قل العمر الافتراضي التشفيل عن عدد معين من الساعات س فإذا أرادت الشركة أن يتحمل ما قيمته هـ/ من قيمة المبيعات ما هو عدد الساعات س الذي نضعه في الضمان لاقرب رقم صحيح لصالح الشركة .

حيث أن الشركة ترد نصف قيمة المسباح وأنها ترغب في تحمل ما قيمته ٥٪ من قيمة المبيعات ، فإن الشركة تكون على إستعداد لرد نصف قيمة المسباح وذلك لما يعادل ١٠٪ من المبيعات ، وكان المطلوب هنا هو الإجابه عن السؤال الآتى: 

۹۰۰ ساعة س

إحتمال أن يتراوح العمر الافتراضى بين س ، ٩٠٠ ساعه = 3 , قيمة Z من الجدول التي تعطى إحتمالا = 3 ,

= تقریبا ۱٬۲۸

لانه عند Z=1,7 يكون الإحتمال 7997,=3, وتقريبًا، الفرق بين 9.0 ساعه ، m ساعه بدلاله الوحدات المعياريه 9.7 وحيث أن الانحراف المعياري 9.7 ساعه 9.7

الفرق بالساعات = ٦٠ ساعه × ٢٨, ١ وحده انحراف معياري

= ۸,۸ ساعه

س = ۹۰۰ – ۸۲۲,۲ = ۲۲,۸ ساعه

= ۸۲۳ ساعه لأقرب رقم صحيح لصالح الشركه .

مثال:

إذا كان متوسط العمر الأفتراضي لنوع معين من أنواع إطارات السيارات الذي تنتجه إحدى الشركات = 70.0 كيلو متر ويأنحراف معيارى 70.0 كيلو متر – وإذا كانت الشركة ترد $\frac{1}{10}$ – ثمن بيع الإطار لكل من يقل العمر الإفتراضي للإطار الذي يشتريه عن عدد معين من الكيلو مترات – أوجد العدد الواجب تحديده في هذا الضمان إذا أرادت الشركة أن تتحمل من أجل ذلك خصما يوازى 10.0 من الميعات .

الحل:

حيث أن الشركة ترد يلم ثمن بيع الإطار فقط وحيث أن جملة ما تتحملة = ٥٪ من قدمة المدعات .

.. من المقروض من أن ترد الشركة لهذه القيمة ما يوازى ١٥٪ من حجم المبيعات .

يفرض أن عدد الكيلو مترات المطلوب وضعه في ضمان بيع الإطار = m إحتمال أن يكون العمر الإفتراضي أصغر من m = n / N

إحتمال أن يتراوح العمر الأفتراضي بين س ، ٣٥٠٠٠ كيلومتر

, To = , 10 - , 0 =

الأحتمال = ٣٥, والمطلوب الأن الحصول على قيمة Z من الجدول

1,.8-=

أى أن س تقل عن الوسط الحسابي وهو ٢٥٠٠٠ كيلو بمقدار ١,٠٤ وحدة معيارية .

وهو الرقم الواجب وضعه في الضمان.

تقريب التوزيع الاحتمالي ثنائي الحدين للتوزيع العادي .

Normal Approximation of Binomial Probabilities

سبق أن أوضحنا أنه من المكن الحصول على التوزيع ثنائي الحدين من القانون .

حيث ن عدد مرات إجراء التجرية ،ح إحتمال النجاح في المرة الواحده ، (\ - \ -) = إحتمال الفشل في المرة الواحدة والمتغير العشوائي m = acc n النجاح المطلوبة ، ثم أوضحنا أنه يمكن الأعتماد على الجداول للحصول على هذه القيم ولكن عندما تكون قيم ن كبيرة فإنه قد لا نجد هذه القيم في الجداول .

ويرى رجال الأحصاء أنه من الممكن الأعتماد على التوزيع العادى كتقريب للتوزيم ثنائي الحدين عندما تكون .

وفي هذه الحالة نجد أن الوسط الحسابي

القيت بقطعة من النقود ١٦ مرة إلى أعلى أوجد إحتمال الحصول على صورة ٦ مرات .

أولا من الجداول .

ثانياً بالتقريب للتوزيع العادى .

الحل:

آولا من الجنول ن7 = 1 ، س

نجد أن الاحتمال = ١٢٢٢,

ثانيا باستخدام التقريب للتوزيم العادي

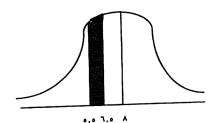
$$A = \frac{1}{Y} \times 17 = M$$

$$Y = \frac{1}{Y} \times \frac{1}{Y} \times 17 = \sigma$$

نظرا لأن الأحتمالات بالنسبة التوزيعات المستمرة تحسب كمساحة تحت دالة الكثافة الإحتمالية ولهذا فإنه لحساب إحتمال الحصول على ٦ صور فاننا نحسب

الساحة تحت المنحنى العادى بين ٥,٥، ، ٦,٥ وهذا من توزيع منفصل (ثنائى الحدين) إلى توزيع متصل (التوزيع العادى)

وعلى ذلك يمكن حساب إحتمال الحصول على ٦ صور كما يلى :-



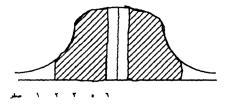
مقابل ١,٢٢ من الجدول

وهو فرق بسيط يدل على أن التقريب يعطى نتائج جيدة ولا شك فى أن هناك مشكلة تتعلق بعملية التقريب لأن توزيع ثنائى الحدين هو توزيع منفصل فى حين أن التوزيع العادى هوتوزيع متصل – وافهم هذه الحقيقة نفرض أننا ألقينا بزهرة من زهرات الطاولة ١٢ مرة بعون تحيز فإن احتمال الحصول علي رقم ٥ ست مرات = ١٢ ق $_{\Gamma}$ ($\frac{1}{\Gamma}$) ($\frac{1}{\Gamma}$) ($\frac{1}{\Gamma}$) ($\frac{1}{\Gamma}$)

... 77777 =

وإحتمال الحصول على رقم ه سبع مرات
$$\frac{\gamma}{r}$$
 ق $\sqrt{\left(\frac{1}{r}\right)^{\gamma}\left(\frac{0}{r}\right)^{\circ}}$ = - $\frac{1}{r}$

والوصول الى حل لهذه المشكلة تتصور التوزيع التالى والخاص بالقاء زهرة الطاولة ١٢ مرة



لو أخذنا ح ($m \ge 7$) ، ح ($m \le 6$) وأردنا تقريبهما باستخدام التوزيع العادى وأخذنا المساحة على يمين رقم 7 والمساحة على يسار رقم 8 لكنان مجموع المساحتين أصغر من الواحد الصحيح في حين أن مجموعهما 1 طبقا للتوزيع تنائى الحدين والذي يقوم على أساس الأرقام الصحيحة فقط والمشكلة هنا في المساحة بين رقم 8 ، 1

ولحل هذه المشكلة نعطى نصف هذه المساحة الى ح ($m \ge 1$) ولهذا عند حساب ح ($m \ge 1$) يحتسب المساحة على يمين 1 - 0, 0 > 0, ولحساب قيمة ح (0 < 1 > 0) نحسب المساحة على يسار 0 + 0, 0 < 1 < 0 نحسب المساحة على يسار 0 + 0, 0 < 1 < 0 نحسب المستمراريه .

مثال:

ألقيت بقطعة من النقود المعدنية ٨ مرات إلى أعلى ما إحتمال الحصول على مورد س من المرات حيث س خ ٢ ، خ ٦ ٢ خ س خ ٦

بدون تصحيح ، مع التصحيح

الحل :

وفي حالة التصحح

$$1, \forall V = \frac{Y, \circ -}{1, \xi \setminus \xi} = \frac{\xi - 1, \circ}{1, \xi \xi} = (1) Z$$

$$1, VV = \frac{Y, o}{1, tt} = \frac{t-1, o}{1, tt} = (Y) Z$$

$$\sigma(Y) = 7173$$

الاحتمال = ۲۱۲۱, × ۲ = ۹۲۳۲,

مثال:

في المثال السابق ما إحتمال أن يكون عدد الصور أكبر من ٦ بدون تصحيح، مع التصحيح

ثانيا مع التصحيح: تحسب بين ٤، ٥,٥ لأننا نرجع نصف وحده التصحيح ولنقسم المسافه بين ٥، ٦

$$1, \cdot 1 = \frac{1, 0}{1, t \setminus t} = \frac{t - 0, 0}{1, t \setminus t} = Z$$

ح = ١٥٥٤,

The EX Panential Distribution

يستخدم هذا التوزيع عادة كنموذج جيد عندما يتعلق الأمر بمتغير عشوائى يمثل الزمن أو الوقت اللازم لقضاء خدمه معينه كخدمه الطبيب أو الخدمة التى يقدمها ميكانيكى السيارات أو الخدمة في محل تجاري \sim أو متوسط العمر الافتراض لآي أصل من الاصول ولهذا التوزيع مقياس واحد فقط هو Λ كما سنوضح فيما بعد .

كما أن الوسط الحسابى لهذا التوزيع = الانحراف المعيارى لأن التباين = مريم الوسط الحسابي

حيث هـ = كمية ثابتة ٢,٧١٨٢٨

أساس اللوغاريمات الطبيعية

$$\frac{1}{\lambda}$$
 = الوسط الحسابى للتوزيع

$$\frac{1}{\sqrt{1+\epsilon}} = \frac{1}{\sqrt{1+\epsilon}}$$
 التباین

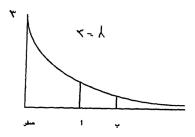
ويجب أن نوضح معنى λ بوضوح حتى يمكن الوصول إلى الحل السليم .

إذا كان الطبيب يستطيع أن يخدم λ مرضى فى الساعه فإن الوسط الحسابى الرقت اللازم لخدمة المريض الواحد = $\frac{1}{2}$ وهنا λ = λ أى أن λ عدد المرضى الذين يخدمهم الطبيب فى الساعه الواحده .

كما يجب أن نشير إلى أن هذا التوزيع يتعلق بقيم مهجبه فقط للمتغير العشوائى الذى لا يمكن أن يأخذ قيمة سالبة لأنه يمثل الوقت اللازم لقضاء خدمه معينه .

وإذا رسمنا عدد من المنحنيات الخاصه بهذا التوزيع نجدها تقطع محود الصادات عند القيمه λ ومعنى هذا أن ح (صغر) = λ

كما أن إحتمال أن المتغير العشوائي للتوزيع الأسى بأخذ القيمة من أ إلى ب= المساحه تحت المنحني من النقطة أ إلى النقطة ب



كما تم تخصيص جدول خاص بهذه التوزيعات وسنوضع كيفية إستخدام هذه الجداول يمثال عملى:

مثال:

إذا كان متوسط الوقت اللازم لعلاج المريض في إحدى عيادات الهيئة العامه للتأمين المدحى $= -\frac{1}{7}$ ساعه للمريض الواحد وأن ذلك يخضع لتوزيع الدالة الأسيه . ما نسبة عدد المرضى الذين يتم حد منهم في خلال ساعه واحدة ،

نى خلال بل ساعه ، خلال ١٠ دقائق ، فى خلال مدة تتراوح بين ساعه واحده ، ٢ ساعات حيث أنه من المكن خدمه المريض فى بل ساعه

 $\Upsilon=\lambda$ في المتوسط يمكن خدمه Υ مرضى في الساعه الواحدة أي أن Λ

الحاله الأولى أن يتم الخدمة في خلال ساعه واحدة حيث س تمثل الوقت اللازم لآداء الخدمة وهو يساوى أو ١ أو صفر من ساعه أي س < ١

المطلوب هو ح (س < ١)

 $T = T \times I = \lambda$ في هذه الحاله س

نكشف في الجدول ف (س λ) على يمين Υ نجد أن الرقم = ٩٥,

وهذا يعنى أن ٩٥ / من المرضى يتم خدمتهم خلال مدة زمنية لا تتجاوز الساعه .

- (۲) نسبة المرضى الذين يتم خدمتهم فى خلال $\frac{1}{\gamma}$ ساعه τ ($m \le \frac{1}{\gamma}$) فى هذه الحالة نجد أن $m \le 1 \times 1 \times 1 \times 1 \times 1$ بالكشف فى الجدول على يمين 0,1 نجد أن الاحتمال = 0 / / / / 1 من المرضى تم خدمتهم فى خلال نصف ساعه
 - (7) في خلال ۱۰ بقائق \longrightarrow نحول إلى ساعات (خلال $\frac{1}{7}$ ساعه) (7) ساعه) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7) (7

بالكشف في الجدول على يمين ٥, نجد أن الاحتمال = ٣٩٣, أي أن ٣, ٣٩٪ من المرضى يتم خدمتهم في خلال ١٠ يقائق .

(٤) بين ١ ، ٣ ساعات :

أ . في حالة س < ٣ ساعات

س (= ۲ × ۲ = ۹

الاحتمال من الجدول = ٩٩٩٨٩, وهذا معناه إحتمال أن يتم آداء الخدمة خلال مدة أكبر من الصفر ولغاية ٣ ساعات .

ب- في حالة $m \le 1$ ساعه ح ($m \le 1$) = ه ٩, كما سبق الاشاره إليه

نسبة المرضى الذين يعالجون خلال مده تتراوح بين ساعه واحدة ، ٣
 ساعات

, 90 - , 99149 =

. • ٤٩٨٩ =

أى ٥٪ تقريبا من المرضى .

تمارين على التوزيعات الإحتمالية

(۱) فيما يلى بيان عن مبيعات السيارات لإحدى الشركات خلال ٣٠٠ يوم عمل . المطلوب إعداد جدول التوزيع الإحتمالي وكذلك الوسط الحسابي والانحراف المعياري .

عدد الأيام (التكرار ك)	عدد السيارات المباعه (س)		
٣.	منقر		
٤٥	\		
۱۵	۲		
118	٣		
44	í		
14	٥		
٣	٦		
۲			

(۲) في التمرين السابق ما هي القيمة المتوقعة للربح اليومي إذا كانت دالة الربح = أ m + p = 1 س + p = 1 وكذلك الانحراف المعياري للربح اليومي .

ارشاد : ``

(۱) القيمة المتوقعة للربح اليومى = أ
$$\times$$
 القيمة المتوقعة للمتغير m + p .

ق A م الربح اليومى = A م المتغير A م المتغير A .

(۲) تباین الدالة الخطیه
7
 (أ س + ب) 7 7 س

= أ × تباين المتغير العشوائي س

(۲) الانحراف المعياري للداله الخطيه = ۲۱ × تباين س

أ- باستخدام القانون

ب- باستخدام الجداول

وما هو الوسط الحسابي والآنحراف المعياري لهذا التوزيع .

- (٤) دلت الاحصاءات على أنه من كل ١٠٠٠ فرد يدخلون محل شيكوريل يشترى ٣٠٠٠ فرد منهم فإذا دخل المحل ٦ أفراد أوجد باستخدام التوزيع ثنائي الحدين الاحتمالات الآتمة :-
 - (۱) أن يشترى ٣ أفراد منهم فقط
 - (٢) أن يشترى ٣ أفراد منهم على الأكثر
 - (٣) أن يشتري ٣ أفراد منهم على الأقل
- (ه) إذا كان إحتمال أن تكون الوحده تالفه من إنتاج آلة معينه = 0 ٪ أخذنا ٢٠ وحده منها بطريقة عشوائية باستخدام التوزيم ثنائي الحدين من

- الجدول أوجد الاحتمالات الاتية :-
- (١) أن يكون من بينها وحده واحدة تالفه على الأقل.
- (٢) أن يكون من بينها وحده ٥ وحدات تالفه على الأكثر
 - (٣) أن يكون من بينها ١٥ وحده تالفه
- (٢) تدل خبره السنوات الماضية أنه من كل ١٠ طلاب يجتاز الأمتحان في المتوسط ٣ طلاب من الراغبين في أختبار أمتحان الدكتوراه بفرض أن ٨ طلاب دخلوا إمتحان العام الحالي أوجد بدون استخدام الجداول الاحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال نجاح طالب واحد على الأقل
 - (ب) إحتمال نجاح ثلاث طلاب على الأكثر
 - (ج) إحتمال نجاح ٦ طلاب على الأكثر
- (V) صندوق به ١٠٠٠ من سلعه معينه نصفها سليم والنصف الآخر معيب سحبنا ٢٠ وحده بطريقة عشوائية إوجد الاحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال أن يكون من بينها ٣ وحدات سليمه على الأقل .
 - (ب) أحتمال أن يكون من بينها ١٧ وحده سليمه على الأكثر .
- (ج) إحتمال ألا يقل عدد الوحدات السليمة عن وحدتين ولاتزيد عن ه
 وحدات .

- (A) إذا كان متوسط عدد السيارات التي يبيعها أحد الوكلاء = ٤ سيارات يوميا - نفرض تطبيق توزيع بواسون أوجد الإحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال عدم بيع أي سيارة في أحد الأيام .
 - (ب) إحتمال بيع عدد يتراوح بين سيارتين ، ٥ سيارات في اليوم .
 - (ج) إحتمال أن بيع أكثر من ٧ سيارات في اليوم .
- (٩) إذا كان متوسط عدد الطلبات التي ترد على سلعه معينه = ٢ في الساعه الواحده بغرض تطبيق توزيم بواسون
 - (أ) ما إحتمال الحصول على ٣ طلبات خلال ساعه
 - (ب) ٣ طلبات على الأقل خلال ساعه
 - (ج) إحتمال الحصول على ٣ طلبات على الأكثر خلال ساعه .
- (۱۰) إذا كان متوسط عدد الطائرات التي تصل إن مطار القاهرة = ٣ طائرات في الساعه ما إحتمال عدم وصول أي طائرة في خلال ساعه واحده - ما أحتمال وصول أقل من ٦ طائرات في الساعه - ماهو عدد الطائرات الأكثر شيوعا والذي يمكن أن يصل كل ساعه.
 - إيضاح _____ العدد الأكثر شيوعا هو المنوال .
- (۱۱) أوجد المساحه تحت منحى التوزيع المعيارى العادى لكل من الفترات التالية

د- Z أكبر من ٣,٠٨

(١٢) أوجد قيمة Z على المحور تحت منحنى التوزيع المعيارى العادى وذلك في الأحوال الآتية :-

أ- عندما تكون المساحة بين الصفر ، Z = X

ب- عندما ما تكون المساحة على يمين Z = ٢٠٠١٤,

جـ- عندما تكون المساحة على يسار Z = 7487

(۱۳) إذا كان متوسط العمر الافتراضى لإطار السيارة = ۳۰ ألف كيلو متر بانحراف معيارى ٥٠٠٠ كيلو – وإذا إفترضنا أن العمر الأفتراضى للإطار يخضع لترزيع العادى إذا أخذنا أحد الإطارات بطريقة عشوائية أوجد الإحتمالات الآتية :-

أ- أن يزيد العمر الأفتراض عن ٣٠ ألف كيلو مترا

ب- أن يقل العمر الأفتراضي عن ٣٠ ألف كيلو مترا

جـ- أن يتراوح العمر الأفتراضي بين ١٥ ألف كيلو متر ، ٤٠ ألف
 كيلو متر

د- أن يزيد العمر الافتراضي عن ٤٥٠٠٠ ألف كيلو. هـ- أن تقل العمر الإفتراضي عن عشرة آلاف كيلو.

- (١٤) إذا كان متوسط الأجر في إحدى الشركات = ٨٠٠ جنيه شهريا بانحراف معيارى = ٢٠٠ جنيه ما هو الحد الادنى للاجر الذي يجب أن يحصل عليه أحد الأشخاص لكي يعتبر ضمن العشرة في المائه الذي يحصلون على أعلى الأجور.
- (٥٠) إذا كان متوسط الزمن اللازم لحل الامتحان من واقع خبره السنوات السابقة = ١٢٠ دقيقة بانحراف معيارى قدره ٢٥ دقيقة ما هو الوقت الواجب منحه للطلاب لحل هذا الأمتحان إذا أراد الأستاذ أن يكون الوقت كافيا لنسبة مقدراها ٨٠ ٪ من الطلاب لأنهاء الأمتحان كله .
- (۱٦) إذا كان متوسط عدد المشاهدين لمباريات كرة القدم لنادى الزمالك = ٢٠٠٠٠ مشاهد بانحراف معيارى قدره ٥٠٠٠ أوجد الاحتمالات الآتية بغرض أن الظاهرة تخضع التوزيم العادى .
 - أ- أن يزيد عدد المشاهدين في أحد المباريات عن ٨٠ ألف مشاهد .
 - ب- أن يقل عدد المشاهدين عن ١٢ ألف مشاهد
- ج- أن يتراوح عدد المشاهدين بين ١٥ ألف منشاهد ، ٤٠ ألف مشاهد.
- (۱۷) إذا كان متوسط وزن العلبه من سلعه معینه = ۰۰۰ جرام بانحراف معیاری قدره ۵۰ جرام وإذا كان التاجر لا یقبل أی علبه یقل وزنها عن ٤٠٠ جرام ما نسبة العلب المرفوضه .
- (١٨) القيت بقطعة من النقود مائة مره إلى أعلى أوجد الإحتمالات الآتية على أساس تقريب التوزيع ثنائى الحدين التوزيع العادى بالتصحيح وبدون تصحيح .

- أ- الحصول على الصورة ٥٠ مرة .
- ب- الحصول على الصوره ٤٠ مره على الأقل
- ج- الحصول على الصوره عدد يتراوح بين ٣٠ ، ٧٥ مره
 - د- الحصول على الصوره ٧٠ مره على الأكثر .
- (۱۹) إذا كان متوسط دخل الموظف في إحدى الشركات يخضع التوزيع العادى بوسط حسابى ۸۰۰ جنيه شهريا وإنحراف معيارى = ۱۵۰ جنيه أوجد الاحتمالات الآتية :-
 - أ- أن يتراوح أجر الموظف بين ٥٠٠ جنيه ، ٩٠٠ جنيه .
 - ب- ألا يزيد المرتب عن ١٢٠٠ جنيه
 - جـ أن يقل المرتب عن ٣٨٠ جنيه
- (۲۰) إذا كان متوسط الوقت اللازم للتدريب على برنامج للحاسب الآلى =
 ۲۵۰ ساعه بانحراف معياري قدره ٥٠ ساعه أوجد الإحتمالات الآتية :-
 - (١) أن ينهى أحد الأفراد البرنامج في مدة تقل عن ١٢٠ ساعه
 - (٢) أن ينهى أحد الأفراد البرنامج خلال ١٥٠ ساعه على الأقل.
 - (٣) أن ينهى البرنامج خلال ١٢٠ ساعه على الأكثر.

الفصل الخامس المعاينة وتوزيع المعاينه

المعاينه وتوزيع المعاينه

Sampling and Sampling Distributian

ومف الظواهر المختلفة

الحصر الشامل للمجتمع أو أسلوب العينات: عند الرغبة في معرفة سؤمات عن إحدى الشركات الكبرى والتي يبلغ عد العاملين بها ١٠٠٠ موظف مثلا مثل الوسط الحسابي للأجر والانحراف المعياري لهذا الأجر ونسبة الحاصلين مثلا على مؤهلات عليا وفانه من المكن الاعتماد على نظام الحصر الشامل لكل العاملين فنجد مثلا متوسط المرتب الشهرى = ٥٠٠ جنيه والانحراف المعياري = ١٥٠ جنيه ونسبة الحاصلين على مؤهلات عليا = ٤٠ ٪

وهذه المقاییس نطلق علیها مقاییس المجتمع کله والوسط الحسابی برمز له بالرمز σ = ۰۰۰ جنیه والانحراف المعاری بالرمز σ

والنسبة ح (أ) = ٤,

ولكن بدلا من الإعتماد على المجتمع الأصلى فقد تأخذ عينه بطريقة عشوائية من عدد من العاملين وليكن ٥٠ موظف ويمكن أن تعطينا نتائج قريبه جدا من نتائج المجتمع الأصلى إذا كانت نعبر عن المجتمع تعبيراً صادقا .

وفى هذه الحالة نطلق عليها احصاءات العينة Statistics بدلا من مقاييس المجتمع Parameters مستخدم س أولاً للرسط الحسابي للعينة ، تستخدم S أو ع للانحرآف المعياري للعينة.

أسباب الأخذ بنظام العينات :

مما لا شك فيه أن أسلوب الاعتماد على نظام العينات بوفر وقتا كبيرا ، بل

قد يكون من الصعب الاعتماد على نظام الحصر الشامل أو حتى من المستحيل القيام بالحصر الشامل لضيق الوقت – كما هو الحال بالنسبة لاستطلاع الرأى الخاص بالمرشحين للانتخابات والذي تقوم به المعاهد المتخصصه على فترات قصيرة . والسبب الثانى يتعلق أيضا بالتكاليف – فيمكن مثلا الاعتماد على عينة من ٤٠٠٠ شخص بدلا من حصر عدة ملايين حصراً شاملا يكلف مبالغ طائلة والسبب الثالث الذي يجعلنا نلجاً لأسلوب العينات هو عنصر الدقة في الحصول على المعلومات عندما يتعلق الأمر بعدد محدود هو مفردات العينة وفي كثير من الاحيان نجد أنه من المستحيل الاعتماد على نظام الحصر الشامل للمجتمع – فهل من الممكن إجراء الفحص على صفقة المواد الغذائية المستورده بالكامل أم الاكتفاء بنظام العينات .

وكذلك عند اختبار صلاحية شحنه من الذخيره فهل نلجأ لتدمير الشحنه كلها للتأكد من صلاحيتها ؟ كـل هـذا الأسباب تدفعنا للأعتماد على أسلوب المعاينة Sampling لدراسة خصائص المجتمع الأصلى .

انواع العينات :

توجد طريقتان أساسيتان لإختيار العينات من المجتمعات عينات عشوائية والسبة العينات العشوائية فإنها Random Samplig وعينات غير عشوائية . وبالنسبة العينات العشوائية فإنها العينات التي نتم على أساس إعطاء فرصه متكامله لكل مفرده من مفردات المجتمع للاختيار ,Same Prbability of being selected فإذا كان لدينا مجتمعا محدودًا وأخذنا منه عينه عشوائية مكونه من ن من المفردات فإن كل وحده في المجتمع لها فرصه متكافئه للاختيار . فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا أربعة أشخاص

أحمد ، بركه ، جاد ، درى أ ب حمد د

وأردنا أختيار عينه من فردين وكان لكل من أ ، ب ، جـ ، د فرص متكافئه فإنه من المكن أن نختار

أ ، ب أو أ، جـ أو أ، دأو ب، جـ أو ب، د أو حـ، د وعدد المينات المكنه = ٦

^عق_۲ = ٦

ولكل فرد من الأفراد ولكل عينه من هذه العينات فرصه متكافئه للاختيار

وأما بالنسبة للعينات غير العشوائية فهى التى يتم إختيارها على أساس تقدير شخصى يستند إلى خبره معينه عن المجتمع – وقد تستخدم العينه غير العشوائية كمرشد أو دليل قبل أختيار العينة العشوائية .

وبالنسبة للعينة العشوائية نفسها ترجد طرق مختلفة لأختيارها . وفضلا عما سبق تجدد الاشاره إلى أن المعاينة يمكن أن تؤخذ من مجتمع محدود أو مجتمع غير محدود وعموما تستخدم الأرقام العشوائية عند إختيار العينات .

تهزيع العاينة Sampling Dialni butuon

إذا أخذنا الأرقام من ١ إلى ٥ أي (٢ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥)

وأردنا إختيار عينه من رقمين فإن عدد العينات الممكنه = "ق، = ١٠ وهذه العـــينات هي : ٢/١ ، ٢/١ ، ٤/١ ، ١/٥ ، ٢/١ ، ٣/٢ ، ٢/٥ ، ٢/٤ ، ٣/٥ ، ٤/٥ السط الحسابى للمجتمع الأصلى $M=\frac{1+Y+Y+1+0}{0}$ = Y

ه. ۱ ، ۲ ، ۲ ، ۲ ، ۳ ، ۰ ، ۳ ، ۰ ، ۵ ، ۵ ، ۵ وإذا أردنا الصحصول على الوسط الحسابي لهذه الأرقام لوجدناه $\frac{r}{1}$ = π

وهذا يعنى أن الوسط الحسابى للمجتمع الأصلى = الوسط الحسابى لتوزيع المعاينة . أى الوسط الحسابى لجميع الأرقام التى تعبر عن الأوساط الحسابيه لجميع العينات المكنة – ففى المثال السابق يوجد ١٠ عينات ولكل عينه وسط حسابى والذى يساوى الوسط الحسابى للمجتمع الأصلى هو الوسط الحسابى للأوساط الحسابي لكل عنه الوسط الحسابى لكل عينه على حده – فكلما رأينا فى المثال السابق أصغر وسط حسابى كان ٥,١ للعينه (١،٢) وأكبر وسط حسابى كان ٥,١ للعينه (١،٢) وأكبر وسط حسابى كان ٥,١ للعينه (١،٢)

الانحراف المعيارى لتوزيع المعاينة

الأرساط الحسابيه لكل العينات المكثه

هي ١,٥ ، ٢ ، ٢,٥ ، ٣ ، ٣,٥ ، ٣ ، ٣,٥ ، ٣ ، ه.٣ ، ٤ ، ه.٤ وانصرافاتها عن الوسط الحسابي لها وهو ٣ =

- ١,٥ ، ١- ، ١ . - ه. ، صفر ، -ه. ، صفر ، ه. ، ه. ، ١ ، ه. ١ ومجموع مريعات الاتحرافات هي :-

$$|V_{\text{tircle}}| = V_{\text{oV}} = V_{\text{oV}} = V_{\text{oV}}$$

الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي

$$\frac{1}{\sqrt{V}} = \frac{V}{a} = 1$$
 والأنحراف المعياري =

$$\sigma x' = \frac{\sigma}{10}$$
 الانحراف المعيارى لتوزيع المعاينه

وإذا كان المجتمع الذى ناخذ منه العينه مجتمعًا محدودًا فإن الانحراف المعياري لتوزيم المتابعه

$$\sqrt{\frac{O}{n}} \times \sqrt{\frac{N-n}{N-n}} =$$

حيث n = عدد مفردات العينة

σ الانحراف المعيارى المجتمع وعلى ذلك نجد أنه طبقا المثال السابق نجد أن الانحراف المعياري لتوزيم المعاينه

$$= \frac{\sqrt{\frac{1}{7}}}{\sqrt{\frac{1}{7}}} \times \sqrt{\frac{6-7}{6-1}}$$

$$= \sqrt{\frac{7}{7}} = 17M, \quad (7)$$

وهى نفس النتيجة التي وصلنا إليها في رقم (١)

وخلاصة القول أنه إذا أخذنا عينه عشوائية من مجتمع معين فإن الأمر لا يقتصر على عينه واحده ولكن يمكن أخذ عدد كبير من العينات ويتوقف ذلك على المجتمع وهل هو محدود أو غير محدود وحتى لو كان المجتمع محدوداً فإن عدد العينات =

عدد مفردات المجتمع

ق

عدد مفردات العينه

نقن

حيث ن عدد مفردات المجتمع N

n ن عدد مفردات العينه n

وتوزيع المعانيه يضضع للتوزيع العادى أى يمكن وضعه بالتوزيع العادى وبوسط حسابى = الوسط الحسابي للمجتمع الأصلى

وإنحراف معياري =
$$\frac{\overline{n}}{n}$$
 والذي = $\frac{\overline{N-n}}{N-1}$ بالنسبة للمجتمعات المحدوده .

ويطلق الأحصائيون لفظ الخطأ المعيارى على الانصراف المعيارى لتوزيع " Standard Error "

كما أو ضحنا أن ابسط طريقة لإختيار لعينة العشوائية هو الاعتماد على جدول الأرقام العشوائية مثل الجدول المرفق بهذا الكتاب - وجدل الأرقام العشوائية يمكن إعداده بطرق كثيرة ولكن أبسط هذه الطرق تتمثل في وضع الاإقام من صفر إلى ٩ في كيس وسحب ورقة من الكيس وتسجل الرقم ثم رد الورق المسحوبة إلى الكيس قبل السحبه الثانية وخلط الأوراق جيدا ثم سحب ورقة

ثانيه ويسجل الرقم وورقة ثالثه ورابعه وهكذا يمكن تكوين جدول أرقام عشوائية باي عدد من الأعدد والصفوف .

انواع العينات :

سبق أن أوضحنا بأنه يوجد طريقان لإختيار العينات من المجتمع هما العينات غير العشوائية أى التي تعتمد على التقدير الشخصى والعينات العشوائية أن الاحتمالية وهذه بدورها تنقسم إلى الأنواع الآتية:-

۱- العينة العشوائية البسيطة Simple Randon Sampling

Systematic Sampling –۲ العينة المنظمه

Stratified Sampling – العينه الطبعية

2- عينة المجموعات Cluster Sampling

ا- العينة العشوانية البسطة

سبق أن أوضحنا أن هذه العينة يتم أخذها على أساس

- (١) إعطاء كل عينه ممكنه فرصه متكافئة للإختيار وكذلك .
- (٢) إعطاء كل عنصر في المجتمع فرصه متكافئة في الإختيار وأبسط طرق الاختيار هو الإعتماد على الأرقام العشوائية .

سواء تم ذلك باستخدام جداول الأرقام العشوائية أو بإستخدام الحاسب الآلى .

ففي المثال الذي أشرنا إليه حيث يتكون المجتمع من ٥ أرقام هي ١ ، ٢، ٣ ،

٤ ، ه وبينا أن عدد العينات المكن = ١٠ عينات (بفرض عدم الدرض عدم الدرض عدم الدرض عدم الدرض عدم الدرض عدم العدم ال

فإن لكل عينه فرصه متكافئة للظهور ويكون إحتمال ظهور العينة = $\frac{1}{1}$ للعينات العشر وهي

ولكن إحتمال ظهور رقم ١ في العينة

$$(0/1 + \xi/1 + \gamma/1 + \gamma/1) = (1) = (1)$$

$$\xi = \frac{1}{1 \cdot 1} + \frac{1}{1 \cdot 1} + \frac{1}{1 \cdot 1} = 3$$

وكذلك كل من ح (٢) ، ح(٢) ، ح (٤) ، ح (ه) = ٤, والهدف من هذا المثال هو إظهار المجتمع المحدود تمييزًا له عن المجتمع غير المحدود – وإن كان البعض يرى أن كل مجتمع بمكن حصره والمسالة تحتاج فقط إلى وقت وإمكانات – وكذلك إثبات أن لكل عينه فرصه متكافئة للإختيار وكذلك لكل مفرده في المجتمع فرصه متكافئة في الأختيار

العينة المنتظمة « طبقا لنظام معين » Systematic

وهى العينة التى يتم إختيارها طبقا لنظام معين حيث يتم إختيار العينة من المجتمع على فترات منتظمة طبقا لترتيب معين أو زمن معين أو مكان معين .

⁽١) فى حالة الرد يكرن عدد العينات المكته = ٢٥ أى تسارى (عدد مفردات المجتمع) مرفوعه للاس ٢ وهو عدد مفردات العينه - وفى هذه الحالة نجد أن أى مفرده يمكن أن تتكرر فى نفس العينه أى نختار ٣ ، ٣ لأتنا نرد المفردة قبل المسحبه الثانيه .

فمثلا إذا أخذنا التربيب كأساس وأردنا أن نأخذ عينه من عدد من العاملين
فيمكن الرجوع إلى سجل الأرقام المسلسله ونختار أى رقم عشوائى لتبدأ به وليكن
رقم ٧ ثم رقم ١٧ ، ٧٧ وهكذا إلى أن يتم إختيار العدد المطلوب – وإذا أردنا أن
نجرى دراسة بالعينة على العملاء لإحدى المنشأت التجارية فيمكن أن نختار رقماً
عشوائيا نبدأ به وليكن الساعه العاشرة صباحا ثم نسال الزبون أو العميل الذي
يصل كل ١٠ دقائق وهكذا والعشوائية هنا في الرقم الأول وأما الأرقام التائية فيتم
إختيارها طبقا لنظام معين .

Stratified Sampling العينة الطبقية

وفى هذه الحاله يتم تقسيم المجتمع إلى مجموعات متجانسة كل مجموعة منها تسمى طبقه ويتم أختيار عدد معين من كل طبقة بطريقة عشوائية ويحدث ذلك عادة عند وجود إختلاف جوهرى بين طبقات المجتمع المختلفة ونريد تمثيل العينة لكل هذه الطبقات – فمثلا إذا أردنا أن نقوم بدراسة حول الطلب على سلعه معينه فيجب علينا أن نفرق بين الريف والحضر وحتى داخل المدن فإنه يتعين التقرقه بين الأحياء المختلفة حسب مستوى المعيشة ومستوى الدخول وأنواق المستهلكين كما يتم إعطاء كل طبقة من الطبقات عددا من حجم العينة يتناسب مع حجم الطبقة بالنسبة للمجتمع كله أي يتم التوزيع بالنسبة والتناسب .

فمثلا إذا كان حجم المجتمع كله = ٥٠٠٠ وحجم العينه = ١٠٠ وكانت طبقات المجتمع أ، ب، ج ٢٠٠٠، ٢٥٠٠ ، ٥٠٠ فإن عدد مفردات العينة الطبقات الثلاث = ٦٠، ٣٠، ٢٠ على الترتيب ولكن بالإضافة إلى هذا الأسلوب يوجد أسلوب آخر ويسمى التوزيع الأمثل وفي هذه الحاله يتم الترجيع بالإنحراف المياري لكل طبقة على الوجه الآتى:-

عدد مفردات المجتمع كله = ن

Cluster Sampling عينه المجموعات - 2

وأساس التقسيم هنا هو التشابه بين المجموعات أى أن كل مجموعة متشابهه مع المجموعه الأخرى ولكن داخل كل مجموعه يوجد خلاف ، عكس الحال

بالنسبة للعينات الطبقية حيث نجد أن كل طبقة تختلف عن الطبقة الأخرى فطبقة أمل الريف تختلف عن طبقة أهل المدن ولكن داخل الطبقة الواحده يوجد تشابه بين مفردات الطبقة تعود إلى عينه المجموعات.

فعند القيام بدراسة معينه عن الأسرة مثلا فإنه من المكن تقسيم المدينه الكبيره إلى أجزاء مختلفه وإختيار عدد المنازل من كل جزء القيام بالدراسه ، وهنا الأسلوب إذا أحسن تنفيذه يؤدى إلى إختيار عينات دقيقة بتكاليف بسيطة للغاية .

توزيع الوسط الحسابي للعينة سُ عند المعاينة من مجتمع عادي

كما سبق الإشارة إليه إذا كان لدينا المتغير العشوائى س وكان هذا المتغير يخضع للتوزيع العادى بوسط حسابى $^{\mathsf{M}}$ وإنحراف معيارى $^{\mathsf{M}}$ فأنه من الممكن أخذ عدد كبير من العينا حجم كل منهم ن ولكل عينه وسط حسابى $^{\mathsf{M}}$ وانحراف معيارى ع فإن $^{\mathsf{M}}$ بتنتمى أيضا إلى توزيع عادى وسطه الحسابى $^{\mathsf{M}}$ $^{\mathsf{M}}$ الوسط الحسابى للمجتمع $^{\mathsf{M}}$ وإنحرافه المعيارى $^{\mathsf{M}}$ $^{\mathsf{M}}$

 σ ويسمى هذا التوزيع توزيع المعاينه ويمكن استخدام σ σ σ

وسبق أن أوضحنا أن الإنحراف المعيارى لتوزيع المعاينه يسمى الخطأ σx المعيارى Standard Error ويرمز له بالرمز σ س

وتلخيصا لما سبق يمكن القول أنه عند أخذ عينات حجم كل منها ن من مجتمع له خصائص التوزيع العادى فإن الوسط الحسابي لتوزيع المعاينة = الوسط الحسابي للمجتمع الأصلى والإنحراف المعيارى للمجتمع مقسوما على الجذر التربيعي لعدد مفردات العينة كما أن توزيع الماينة يكون توزيعا عاديا .

ويرجع السبب في تسمية الإنحراف المعياري لتوزيع المعاينة بالخطأ المعياري

إلى أنه عندما نقوم بأخذ عدد من العينات عن ظاهرة معينه فإن كل عينه من هذه العينات يكون لها وسط حسابي يختلف عن الوسط الحسابي للمجتمع وتختلف الأوساط الحسابية للعينات المختلفة عن بعضها البعض بسبب ما يمكن تسميته بخطأ المعابنه نتيجة الصدفه .

Sampling Error due to Chance (1)

أى أن هذه الغروق بين الأوساط الحسابية للعينات المختلفة فيما بينها وكذلك وكذلك بينها وبين المجتمع يرجع إلى العناصر التى تم أختيارها لكل عينه من العينات . وعلى ذلك فتوزيع المعاينة الذى يتميز بضالة الخطأ المعيارى أفضل بكثير من توزيع العاينة الذى يتزايد فيه الخطأ المعيارى وحيث أن الخطأ المعيارى خارج قسمة الأنحراف المعيارى للمجتمع على الجنر التربيعي لحجم العينة ، ولذلك نرى أنه كلما كبر حجم العينه كلما أنخفضت قيمة الخطأ المعيارى تفرض ثبات الإنحراف المعيارى المجتمع ، وكذلك ينخفض الخطأ المعيارى التوزيع المعاينه بإنخفاض الإنحراف المعيارى للمجتمع .

العاينه من مجتمع غير عادس

وبمقتضى نظرية الحد المركزى The Central Limit treoren نجد أنه حتى بالنسبة العينات التى يتم إختيارها من مجتمع لا يخضع للتوزيع العادى فإن الوسط الحسابى المجتمع الأصلى وذلك مهما كان حجم العينه .

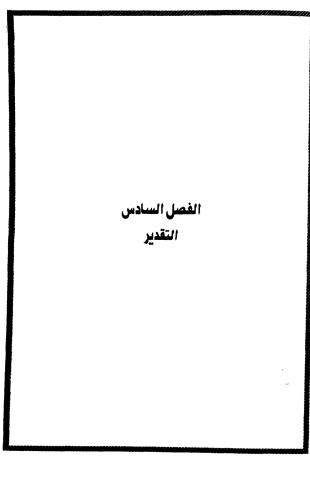
وأما فيما يتعلق بنوعية توزيع المعاينه فقد ثبت أنه مع زيادة هجم العينه يقترب توزيع المعاينه من التوزيع العادى وذلك بغض النظر عن خضوع أو عدم

R.I Levin - Statistics for Management Prentice - Hall 1978 P. 189 (۱)

190

خضوع المجتمع الأصلى للتوزيع العادى .

وفى الفصل القادم سنتعرض لإستخدام العينات وفى تقدير المقاييس الاساسيه للمجتمع نفسه سواء تعلق الأمر بالوسط الحسابى أو الإنحراف المعيارى أو النسب .



الفصل السادس

التقدير Estimation

١- تقدير الوسط الحسابى المجتمع بفرض أننا نعرف الإنحراف المعيارى
 المجتمع :

نفرض أننا نعرف أن الإنصراف المعياري لمتوسط دخل الفرد في أحد الأحياء ١٥٠ جنيه شهريا

ويغرض أننا أخذنا عينه من ٤٩ مواطن هذا الحي فوجدنا أن متوسط دخل مدن ويغرض أننا أخذنا أن $\dot{v} = \frac{1}{v} = \frac{1}{v}$ الفرد = ٥٠٠ جنيه شهريا أي أن $\dot{v} = \frac{1}{v}$ عد الأفراد

والآن هل يمكن الإعتماد على الوسط الحسابي للعينه وهو ٥٠٠ جنيه شهريا ونقول أنه يساوى الوسط الحسابي للمجتمع – بديهي أننا لا نستطيع أن نؤكد ذلك، فقد سبق أن أوضحنا أن كل عينه لها وسط حسابي يختلف عن المينات الأخرى ويختلف عن المجتمع ولو تعادل الوسط الحسابي للعينه مع الوسط الحسابي لكان ذلك بمحض الصدفه ولهذا فإن الخطأ هنا (أي الخطأ في الإعتماد على قيمة س لتقدير قيمة ٢)

= سُ - ۲

ولكن المشكلة أننا لا نعرف قيمة ٢ بل نسعى إلى تقديرها ولهذا سنتعمد على توزيع المعاينه لمعرفة الخطأ في التقدير .

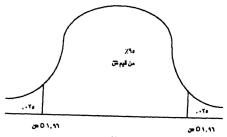
سبق أن أوضحنا أن توزيع المعاينه يقرب من التوزيع الطبيعي إذا كان حجم العينه كبير يساوي أو أكبر من au مفرده وأن لهذا التوزيع وسط حسابي = الوسط الحسابي للمجتمع وخطأ معياري = $\frac{\sigma}{V}$ ويتطبيق ذلك على المثال السابق نجد

أن الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة σ س = $\frac{10!}{V}$ = $\frac{10!}{V}$ جنيها

وسبق أن أوضحنا عند دراستنا التوزيع العادى أن ٦٨,٢٦ ٪ من قيم المتغير العشوائي س تختلف بالزيادة أو النقص عن الوسط الحسابي للتوزيع بمقدار وحده معياريه واحده وأن ٤, ٩٥٪ من قيم المتغيرات العشوائي س تختلف عن الوسط الحسابي بمقدار وحدتي خطأ معياري وهكذا

وينطبق ذلك على توزيع المعاينه (والذي يقرب من التوزيع العادى) نجد أن المربح بن الأوساط الحسابية للعينات تختلف عن الوسط الحسابي لتوزيع المعاينه (والذي هو الوسط الحسابي للمجتمع) في حدود وحدة خطأ معياري واحد ، ٤ ، ٩٥ ٪ من الأوساط الحسابية تختلف في حدود وحدتين خطأ معياري وهكذا .

كما أنه يلاحظ أن ٩٥٪ من العينات تنصرف بالزيادة أو النقص بمقدار ٩٦,١ وحدة خطأ معياري عن الوسط الحسابي كما يتضح من الرسم التالي :



وينطبق ذلك مثالنا هذا حيث وحدة الخطا المعياري الواحدة = ٢١,٤ جنيها فإننا نستطيع أن نقول أن ٩٠٪ من العينات ينحرف وسطها الحسابي عن الوسط الحسابي للمجتمع بمقدار ١,٩٦ وحده خطأ معياري × ٢١,٤ جنيها

= ٤١,٩٤٤ جنيها = ٤٢جنيها تقريبا .

أو بعبارة أخرى نستطيع أن نقول أن 8 8 من الأوساط الحسابية العينات نقع في حدود $^{+}$ 13 جنيها من الوسط الحسابي المجتمع $^{-}$ أي أن كل هذه العينات ستظهر من الخطأ مالا يتجاوز $^{+}$ 13 وهذا لا ينفي أن هناك 8 من العينات وسطها الحسابي يزيد أو ينقص عن الوسط الحسابي المجتمع بأكثر من 13 جنيه

وكذلك من المكن أن تشير إلى أن 99% من الأوساط الحسابية للعينات تزيد أو تنقص عن الوسط الحسابى للمجتمع فى حدود 7,00 وحدة خطأ معيارى أو في حدود 7,00 حدود 7,00 حدود 7,00

أى أننا نستطيع أن نقرر بإحتمال قدره ٩٩٪ أن الخطأ وفى التقدير لن يتجاوز \pm ٢, ٥٥ إذا إعتمدنا على الوسط الحسابى للعينه وهو + ٠٠٠ جنيه شهريا لتقدير الوسط الحسابى للمجتمع وهذا يعنى أن ٢, ٥٥ هى الحد الأقصى للخطأ فى التقدير والآن عندما يكون هناك إحتمال قدره ٩٥٪ أو ٩٩٪ فإن المتمم للواحد الصحيح سنطلق عليه = أى أن = = 0. , ، + 0. على الترتيب .

 ~ -1 وعلى ذلك يكون الاحتمال نفسه

وَعلى ذلك إذا إفترضنا أننا نرغب في المثال السابق في الحصول على أقصى خطأ في التقدير بفرض أن ٣ = ٢٠, فاننا نتبع الخطوات التالية :-

$$,\cdot 1 = \frac{\alpha}{1}$$
 $,\cdot Y = \alpha$.

|Y = 0, -10, = 11,

قيمة Z التى تقابل إحتمالا قدره ٤٩, من جنول التوزيع المعيارى العادى Y,YY = Y,YY وحدة خطأ معيارى ، الحد الأقصى للخطأ فى التقدير بدلالة القيم المطلقة = $Y,YY \times Y,YY = Y,YY$ جنيها

مما سبق يتضح أنه كلما زاد الإحتمال زادت قيمة الخطأ في التقدير .

فعندما كان الإحتمال ٩٠٪ كان الحد الأقصى للخطأ في التقدير ٩٠, ١ وحدة خطأ معياري ، ٤٢ جنيها بالأرقام المطلقه وعندماً كان الإحتمال ٩٨٪ كان الحد الأقصى للخطأ في التقدير ٢,٢٠ خطأ معياري ، ٤٦,٨٦ جنيها بالأرقام المطلقه وعندما كان الإحتمال ٩٩٪ كان الخطأ في التقدير ٥٠,٢ وحدة خطأ معياري ، ٢,٥٥ جنيها .

الحد الأدنس والأقصى للتقدير

في المثال السابق أستطعنا أن نعتمد على الوسط الحسابي للعينة لتقدير الوسط الحسابي للمجتمع وبدرجة خطأ معينه وبأحتمال معين ويسمى هذا بالتقدير عند نقطة معينه عبد Point Estimate ويسمى هذا في صدورة أخرى فمثلا في المثال السابق أوضحنا أننا نقدر الوسط الحسابي للمخل الفرد في المجتمع بمبلغ ٥٠٠ جنيه ونجد أقصى للخطأ = + ٤٢ وباحتمال لدخل الفرد في المجتمع بمبلغ ٥٠٠ جنيه ونجد أقصى للخطأ = + ٤٢ وباحتمال عدره ٥٠٠ وبدلا من ذلك فإنه من الممكن عرض هذا التقدير في صورة فتسرة فتسرة فقصى للتقدير = ٥٠٠ - ٤٢ = ٤٥٨ جنيها وحد أقصى للتقدير = ٥٠٠ - ٤٢ = ٤٥٨ جنيها وحد أقصى للتقدير = ٥٠٠ جنيه وباحتمال قدره الفرد في المجتمع بمبلغ ٤٥٨ والحد الاقصى بمبلغ ٤٥٨ جنيه وباحتمال قدره

وهكذا كلما زادت قيمة الإحتمال وقل الفرق بين الحد الأدنى والحد الأقصى التقدير كلما دل ذلك على سلامة التقدير والمكس صحيح .

ونستطيع أن نؤكد هذه الحقيقة بزيادة حجم العينة في المثال السابق من ٤٩ فرد إلى ٤٠٠ فرد وبرى أثر ذلك على تقدير الحد الأدنى والحد الأقصى لدخل الفرد في المجتمع في إطار إحتمالات مختلفة .

الخطأ المعياري الجديد =
$$\sqrt{\frac{100}{100}}$$
 = 0, ۷ جنيه

وكذلك إذا كان الأحتمال ٩٨٪ فإن أقصى خطأ فى التقدير بالقيم المطلقة = ١٧,٥ = ٥,٧ دلا من ٤٩,٨ جنيه

مما سبق نستطيع أن نستنتج أن تقدير الوسط الحسابي في المجتمع يتوقف على :-

$$\sigma = 0$$
 الأنحراف المعياري للمجتمع $\sigma = 0$ حجم العينة $\sigma = 0$ قيمة $\sigma = 0$ التي تجعل قمة كل طرف $\sigma = 0$ ولذلك يمكن أن نقول $\sigma = 0$

الوسط الحسابي للعينة س

والهذا نقول أن

$$\frac{\sigma}{\dot{v}}$$
 × $Z_{\frac{\alpha}{\dot{v}}}$ $\pm \dot{v}$ × $Z_{\frac{\alpha}{\dot{v}}}$ $\pm \dot{v}$ × $\frac{\sigma}{\dot{v}}$

وعلى ذلك نكون قد إفترضنا معرفة الرنحراف المعيارى للمجتمع ولكن ما هو الحال إذا كانت σ غير معروفة ?

تقدير النسبة في المجتمع من واقع النسبة في العينة :

حتى يمكن فهم هذا الموضوع نفترض أننا نقيس نسبة التلف في إنتاج أحد المسانع - لا شك في أن هناك نسبة تلف للمجتمع كله وسنفترض أن هذه النسبة = م.

فإذا أخذنا أى عينة من إنتاج المسنع فإن كل عينة سنجد بها نسبة تلف تختلف عن الأخرى وتسمى كل منها م ولا شك في أن الوسط الحسابي لكل قيم م المجتمع وهي = م

فإذا كانت نسبة التلف على مستوى المجتمع كله = ٠٠,

أى أن م = ٠٢,

فإن الوسط الحسابي لنسب التلف في كل العينات المكنه = أيضا ٢٠٠,

وإذا كان الوسط الحسابى لكل نسب التلف من واقع العينات = م أى نسبة التلف في المجتمع فإن الإنحراف المعيارى لهذا التوزيع كما يلى :-

مَ =
$$\sqrt{\frac{(r-1)r}{\dot{\sigma}}}$$
 $\sqrt{\frac{(r-1)r}{\dot{\sigma}}}$ $\sqrt{\frac{\dot{\sigma}}{\dot{\sigma}}}$ $\sqrt{\frac{\dot{\sigma}}{\dot{\sigma}}}$ $\sqrt{\frac{\dot{\sigma}}{\dot{\sigma}}}$ اذا کان المجتمع محلودًا $\sqrt{\frac{\dot{\sigma}}{\dot{\sigma}}}$

وجدير بالذكر أن توزيع المعاينة النسب م يمكن تقريبه لتوزيع إحتمالي عادى عندما يكون حجم العينة كبيرا .

ويرى بعض الإحصائيين أنه يمكن تحقيق ذلك بتوافر شرطين :-

وسبق أن تحدثنا عن التوزيع ثنائى الحدين وهو التوزيع المناسب التوزيع الإحتمالي النسب - كما بيننا أنه يمكن تقريب التوزيع ثنائى الحدين التوزيع العادى . وسنطبق ذلك على النسب .

هذا عند التحدث عن المتوسط بالأعداد ولتحويل الأعداد إلى نسب نقسم كل من الوسط الحسابي والانحراف المعاري على ن

وهذه تسمى الخطأ المعيارى للنسبة

$$\frac{(e^{-1})e}{\ddot{\sigma}} = \dot{e} \sigma.$$

 أم = م نسبة المجتمع ويمكن إستخدام ذلك على الوجه الأكمل كما يتضع من المثال التالى:

يريد أحد المرشحين لإنتخابات مجلس الشعب في إحدى بوائر الشرقية تقدير إحتمال نجاحة في الانتخابات أخد عينه من ٤٠٠ ناخب فكانت نسبة الموافقين على إنتخابه = ٧٠, أى ٧٠٪ أوجد بدرجة ثقة ٩٩٪ تقريرك للحد الأدنى والحد الأعلى لنسبة من ينتخبون هذا المرشم.

$$, \cdot YY = \frac{}{\underbrace{ \cdot , \cdot \vee}_{E , \cdots} } = \underbrace{ \underbrace{ \cdot , \cdot \vee}_{C , -1 , f} }_{C , \cdots} = \underbrace{ \cdot \wedge \vee}_{E , \cdots} = \underbrace{ \cdot \wedge \vee}_{C , \cdots} = \underbrace{ \cdot \wedge$$

عندما درجة الثقة = ٩٩٪

الاحتمال = 840,

Y, oA = Z.

أى أن الحد الأدنى لنسبة الموافقين ١, ٦٤ ٪ والحد الأقصى = ١, ٥٠ ٪

وفى المثال السابق ما هو تقديرك للحد الأدنى والأعلى لنسبة الموافقين إذا كانت درجة الثقة ٩٥٪ .

عندما درجة الثقة = ٩٥,

الاحتمال = ٥٧٥,

$$1.11 = Z.$$

النسبة المتوقعة للموافقين على إنتخاب المرشح

$$= V, + \Gamma P, I \times PYY$$

الحد الأدني = ٥,٥٦٪ والحد الأعلى = ٥,٤٧ ٪

فى المثال السابق ما تقديرك للحد الأدنى والأعلى بدرجة ثقة ٩٩٪ إذا كان حجم العينة = ١٥٠

فى هذه الحالة
$$\sigma$$
م = $\sqrt{\frac{v \times v}{v}}$ = 3۷۳۰,

نسبة المجتمع =
$$\sqrt{+}$$
 ۲۰۳۰, \times ۸۵, $\sqrt{+}$ ۲۰۹۰,

ويلاحظ زيادة الخطأ في التقدير نتيجة لإنخفاض حجم العينة من ٤٠٠ إلى ١٥٠ عند نفس نسبة الاحتمال وهي ٩٩٪.

تقدير الوسط الدسابس للمجتمع بفرض أن σ غير معروفة

الحالة الأولى: إذا كان حجم العينة كبيرا (٣٠ أو أكثر)

في هذه الحاله تستخدم S (الانحراف المعياري للعينة) بدلا من σ وتطبق نفس القواعد السابقة أي أن إلىسط الحسابي للمجتمع

$$M = X' + Z_{\infty} + X \frac{S}{n}$$
 الحالة الثانية : إذا كان حجم المينة صفيرا (أقل من Y)

فى هذه الحالة لن نستخدم التوزيع العادى ولكن نستخدم توزيعا آخر يسمى t distribution والذى جاء نتيجة لبحث عالم يدعى جوسيت ونشره لأسباب خاصه بنسم Student

وهذا التوزيع يلاحظ أنه يكون أدنى من التوزيع العادى عند الوسط الحسابى وأعلى من التوزيع العادى عند طرفى المنحنى ولكن كل من التوزيعين يتميزان بأنهما ينقسمان إلى قسمين متماثلين وإن كان منحنى توزيع لا له قمه منخفضه عن المنحنى العادى ولكن كلما زاد حجم العينة كلما تقارب شكل المنحيين.

ويمكن الكشف في جدول 1 بالإعتماد على درجات الحريه والتي تساوى (v-1) أي عدد مفردات العينة -1 وكذلك ∞ فمثلا إاذا كان مستوى الثقة = 0 فإن ∞ = 0 , وكان عدد مفردات العينة = 1 فإن درجات الحريه = 0 - نكشف في جدول 1 تحت رقم 0 , وأمام رقم 0 نجد أن الاحتمال 1 1 وجدير بالذكر أنه كلما زادت عدد مفردات العينة أقترب الاحتمال من الاحتمال الخاص بالتوزيع الطبيعي (مثال عند درجة 1 الاحتمال 1 1 1 التوزيع الطبيعي.

وسنوضح كيفية إستخدام توزيع t عدد من الأمثله العملية :

مثال (۱)

فى جوالة لاحد مقتش وزارة التموين على أحد المخابز أخذ عينة من ٢٠ رغيف وقام بحساب الوسط الحسابى والإنحراف المديارى لهذه المينة فوجد أن الوسط الحسابي لوزن الرغيف = ١٤٠ جرام والإنحراف المعيارى = ١٨ جرام ما مو أقصى خطأ فى تقدير متوسط وزن الرغيف لانتاج المخبز كله على أساس متوسط وزن الرغيف من واقع العينة وما هو الحد الانتى والحد الاقصى لمتوسط وزن الرغيف في المجتمع بدرجة ثقة ٩٥ ٪

عدد مفردات العينة = ٢٠

ىرجات الحر**ية = ١٩**

حيث أن عند مفردات العينة أصنفر من ٢٠ والأتحراف المعياري المجتمع غير. مغروف – نستخدم توزيع 1

أقصى خطأ في التقدير = عدد وحدات الخطأ المعياري × قيمة وحدة الخطأ المعياري

وحدة الخطأ المعياري الواحدة =

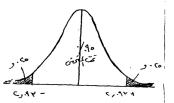
$$\frac{1}{8} \frac{1}{8} \frac{1}$$

وبالكشف في الجداول عن قيمة ؛ أمام برجات حريه ١٩ وتحت ٠٠, نجد أن قيمة : ٢.٠٩٣ - ٢ الحد الأقصى للخطأ = ٢٠٠٩٣ وحده خطأ معياري

أو = $4, 17 \times 0.7$ خرام جرام

الحد الأدنى والأقصى لمتوسط وزن الرغيف في المجتمع = ١٤٠ + ٨,٤٢ ٨

= ١٣١,٦ ١٤٨,٤ جرام بدرجة ثقة ٩٥ ٪ أى أن ٥٪ فقط على الطرفين الإيمن والإيسر كما يتضع من الرسم التالي :

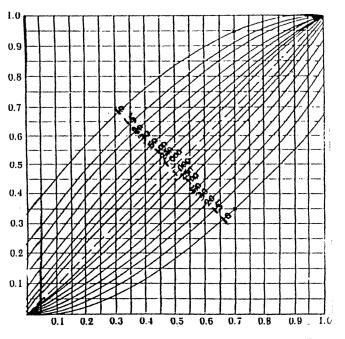


تقدير النعبة في المجتمع من واقع عينة صغيرة

وعندما تكون العينة أصغر من ١٠٠ فإن الإحصائيين يعتمدون على التوزيع ثنائي الحدين لتحديد الحد الأدنى والحد الأقصى لتقدير النسبة في المجتمع (١)

ويمكن الاعتماد على الجدول الاتي والذي يمكن إستخدامه بسهولة :

Patteren, Statistical Methads, Inwin, 1981, P. 257, 258



النسبة من واقع العينة = ٧, درجة الثقة ٥٥,

عدد مفردات العينة = ١٠

فى هذه الحالة نختار ٧, على المحور الأفقى ثم نتجة مع الخط رأسيا حقى يتقاطع مع منحنى رقم ١٠ من أسفل إلى أعلى نجد أن النسبة = ٣٥. (الحد

الابنى) ثم بتقاطع مع منحنى رقم ١٠ مرة ثانية عند ٩٥. (لأن هذا هو الذي يمثل عدد مفردات العينة ١٠)

أى أن الحد الأدنى للنسبة في المجتمع = ٣٥. والحد الأقصى ٨٥. وإذا أردنا أن نقارن بين النتائج السابقة ، وبين ما يمكن أن نحصل عليه باستخدام التوزيع العادى فنجد أن :-

$$\frac{(c^{-1})\dot{c}}{\dot{c}}/\times Z_{\alpha} + \dot{c} = c$$

$$\frac{(x^{-1})\dot{c}}{\dot{c}}/\times X_{\alpha} + \dot{c} = c$$

113, ﴿ ح ﴿ 384,

نحديد ديم العينة

الأمر هنا يتعلق بتحديد حجم العينة المناسب والذى يجدل الحد الاقصى للخطأ عند الأعتماد على متوسط العينة كأساس لتقدير متوسط المجتمع ويدرجة ثقة معنة.

فمثلا إذا إفترضنا أن الانحراف الميارى لعمر الفرد في كلية الإدارة = ٣ سنرات على مستوى مجتمع الكلية كله ما هو حجم العينة الواجب أخذها لكي لا يتجاوز الحد الأقصى للخطأ في التقدير ١٩٤٥ سنه بدرجة ثقة ٩٩٪.

الحل :

في هذه الحالة الخطأ في التقدير = عبد وحدات الخطأ المعياري × قيمة وحدة الخطأ المعياري

$$\frac{r}{V} = \frac{\sigma}{V} = \frac{\sigma}{VV}$$
 الخطأ الميارى

للحصول على عند وحدات الخطأ المعياري أي قيمة 2

الاحتمال = ٩٩, ÷ ٢ = ه٤٩,

قيمة 2 ≃ ٨ه، ٢

وهذا الرقم هو أقصى خطأ بدلالة الوحدات الماصة بالخطأ المعيارى

أقصى خطأ بدلاله الوحدات المللقة

$$\frac{r}{V} = \frac{1}{V} \times Ao$$
, ۲ سنه $\frac{r}{V} = V$, $A \times \frac{r}{V} = V$

$$1Y = \frac{V,VE}{O^2I} = \overline{U}V :$$

ن = ١٤٤

 $n = \left(\begin{array}{c} \frac{\sigma \times Z}{E} \end{array} \right)^2$ ويمكن أن تصل إلى القانون الآتي

أي أن

$$(\frac{\sigma \times Z}{\dot{z}}) = \dot{z}$$

حيث E أو خ عبارة عن أقصى خطأ مسموح به بدلالة الأرقام المطلقة ، Σ عدد وحدات الخطأ المعياري طبقا لدرجة الثقة المطلوبة ، σ الإنحراف المعياري المجتمع .

ويتطبيق القانون على المثال السابق نجد أن

$$\dot{\omega} = \begin{pmatrix} \lambda_{0,Y} \times \gamma & \gamma \\ \frac{3Y,Y}{0.3F,} \end{pmatrix}^{\gamma} = \begin{pmatrix} \frac{3Y,Y}{0.3F,} \end{pmatrix}^{\gamma}$$

122 =

وهي زفس النتيجة التي وصلنا لها.

مثال:

أوجد حجم العينة الواجب أخذها من مجتمع انحرافه المعيارى = ٥٠ جنيه شهريا إذا أردنا ألا يتجاوز الحد الأقصى للخطأ فى التقدير ١٠ جنيه بدرجة ثقة /٩٠٪ (لأقرب عشرة أرقام)

$$E=Z_{\frac{\alpha}{2}} imes \frac{\sigma}{\sqrt{3}}$$
 القانين $\frac{\sigma \times 2^{\frac{\alpha}{2}}}{E}$) Z .
$$=\frac{\sigma \times 2^{\frac{\alpha}{2}}}{E}$$
 باللغة العربية
$$Y\left(-\frac{Z \times \sigma}{c}\right)=0$$
 ن
$$17Y=-177, E$$

وهنا نقول ۱۷۰ لأقرب عشرة أرقام

۲۱۵ . توزیع شکی شمین میٹ n - عد مرات اجراء التجریة ، x - عد مالات شجاح ، p - نعتمال النجاح في المرة الزاهدة

Table I Binomial Probabilities $-\binom{n}{x} p^{n} (1-p)^{n-x}$

_							P					
,	x	01	0.2	0.25	0.3	04	0.5	0.6	0.7	0.75	0.8	0.9
1	0	0.900	0.800	0.750	0.700	0.600	0.500	0.400	0.300	0.250	0.200	0.100
	,	0.100	0.200	0.250	0.300	0.400	0.500	0.600	0.700	0.750	0.800	0.900
3	0	0 810	0.640	0.563	0.490	0.360	0.250	0.160	0.090	0.063	0.040	0.010
	1	0 180	0.320	0.375	0.420	0.480	0.500	0.480	Q.420	0.375	0.320	0.180
	2	0.010	0.040	0.063	0.090	0.160	0.250	0.360	0.490	0.563	0 640	0.810
.3	0	0.729	0.512	0.422	0.343	0.216	0.125	0.064	0.027	0.016	0.008	0.001
	1	0.2+3	0.384	0.422	0.++1	0.432	0.375	0.288	0.189	0.141	0.096	0.027
	2	0.027	0.096	0.1+1	0.189	0.288	0.375	0,432	0.4+1	0.422	0.384	0.2+3
	3	0.001	0.008	0.016	0.027	0.064	0.125	0.216	0.343	0.422	0.512	0.729
4	0	0 656	0.+10	0.316	0.2+0	0.130	0.063	0.026	0.008	0.00÷	0.002	0.000
	,	0.292	0.410	0.422	0.412	0.346	0.250	0.154	0.076	0.047	0 026	0 004
	2	0.049	0.154	0.211	0.265	0.346	0.375	0.346	0.265	0.211	0.154	0 049
	3	0.004	0.026	0.047	0.076	0.154	0.250	0.346	0.412	0.42.	0.410	0.292
	4	0.000	0.002	0.504	0.008	0.026	0.063	0.130	0.240	0.315	0.410	0.656
5	0	0.500	0 .28	0.237	0.168	0.078	0.031	0.010	0.002	100.0	0.000	0.000
	1	0.378	0.410	0.396	0.360	0.259	0.156	0.077	0.028	0.015	0.006	0.000
	2	0 275	0.205	0.264	0.309	0.346	0.312	0.230	0.132	0.088	0.051	0.008
	3	0.008	0.651	0.088	0.132	0.230	0.312	0.546	0.309	0.264	0.205	0.073
	4	0.000	0.006	0.015	0.028	0.077	0.156	0.259	0.360	0.396	0.410	0.328
	5	0.000	0.000	0.001	0.002	0.010	0.031	0.078	0.168	0.237	0.328	0.590
6	0	0 531	0.262	0.178	0.118	0.047	0.016	0.004	0.001	0.000	0.000	0.000
	1	0.354	0.393	0 356	0.303	0.187	0.094	0.037	0.010	0.004	0.002	0.000
	2	0.098	0.246	0.297	0.324	0.311	0.234	0.13.	0.060	0.033	0.015	0.001
	3	2.015	0.082	0.132	0.185	0.276	0.313	0.274	1 35	0.132	0.082	0 015
	4	0.001	0.015	0.033	0.060	0.138	0 234	0.311	63.1	0.297	0.2+6	0.098
	5	0.000	0.002	0.004	0.010	0.037	0.0%	0.187	. 3	0.356	0.393	0.354
	6	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004	0.016	0.047	.1 . 4	0.178	0.262	0.531
-	οj	0.4~8	0.210	0 133	0.082	0.028	0 008	0.002		0.000	0.000	0 000
	1	0.372	0.46~	0 311	0 2+7	0.131	0 055	0.017	111	100.0	0 000	0.000
	2	0.124	0.275	0.311	0.318	0.261	0.164	6.677	1()	0.012	0 004	0.000
	3 [C.023	0.115	0.173	0.22	0.290	0.273	0.1%	₹.09~	0 058	0.029	0.003
	4	0.003	0.029	0.058	0.097	0.194	0.273	0.459	0.2.7	U.173	0.115	0.023
		€ 000	0.004	0.012	0.025	0.077	0.164	0:51	0 318	0 311	0.275	0.124
	6	0.000	0.000	0.001	0.004	0.017	0.055	r.,	0.747	0.311	0.367	0 372
	7 !	0.300	0.000	0.000	0.000	0.002	0.008	0:25	0.182	0.133	0.210	0.478

Table 1 (continued)

_							P					
	x	aı	0.2	0.25	0.3	04	0.5	06	0.7	0.75	0.8	09
8		0.430	0.168	0.100	0.058	0.017	6.004	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
	1	0.383	0.336	0.267	0.198	0.090	€.031	0.008	0.001	0.000	0.000	0 000
	2	0.149	0.294	0.311	0.296	9.209	0.109	0.041	0.010	0.004	0.001	0 000
	3	0.033	0.147	0.208	0.254	6.53	6.219	0.124	0.047	0.023	0.009	0.000
	4	0.005	0.046	0.087	0.136	0.232	0.273	0.232	0.136	0.087	0.046	9.005
	5	0.000	0.009	0.023	0.047	0.124	6.219	0.279	0.254	0.208	0.147	9.033
	6	0.000	0.001	0.004	0.010	0.041	0.109	0.209	0.296	0.311	0.294	0.149
	7	0.000	0.000	0.000	0.001	0.008	0.031	0.090	0.198	0.257	0.336	0.593
	8	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004	0.017	0.058	0.100	0.168	0.4=(1
9		0.387	0.134	0.075	0.040	0.010	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1	0.387	6.302	0.225	0.156	0.060	0.018	0.004	0.000	0.000	0.000	0.00J
	2	0.172	0.302	0.300	0.267	0.161	0.070	0.021	0.004	0.001	0.000	0.000
	3	0.045	0.176	0.234	0.267	0.251	0.164	0.074	0.021	0.009	0.003	0.000
	4	0.007.	0.066	0.117	0.172	0.251	0.246	0.167	0.074	0.039	0.017	0.001
	5	0.001	0.017	0.039	0.074	0.167	6.246	0.251	0.172	0.117	0.066	0.007
	6	0.000	0.003	0.009	0.021	0.074	0.164	0.251	0.267	0.234	0.176	0 0:5
	7	0.000	0.000	0.001	0.004	0.021	0.070	0.161	0.267	0.300	0.302	0 172
	8	0.000	OOO.C	0.000	0.000	0.004	0.018	0.060	0.156	0.225	0.302	C.387
	9	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.0 10	0.040	0.075	0.134	0.387
10		03/1	0.107	0.056	0.026	0.006	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00
	1	0.3£7	0.268	0.188	0.121	0.046	0.010	9.082	9.000	0.000	0.000	0.000
	2	0.19.	0.302	0.282	0.233	0.121	0.044	0.011	0.001	0.000	0.000	0.000
	3	0.057	0.201	0.250	0.267	0.215	0.117	0.042	0.009	0.003	0.001	0 000
	4	0.011	0.066	0.146	0.200	0.251	0.205	Q .111	0.037	0.016	0.006	0.000
	5	0.001	0.026	0.058	0.103	0.201	0.246	9.201	0.103	0.058	0.026	0.0J;
	6	0.000	0.006	9.016	0.037	0.111	0.205	0.251	0.200	0.146	0.038	0.01
	7	0.000	6.001	0.003	0.909	0.042	0.117	0.215	0.267	0.250	0.201	0 057
	.5	9.000	0.000	0.000	0.001	9.011	0.044	0.121	0.233	0.282	0.302	0 19-
	y	0.000	0.000	0.000	0.000	9.002	9.010	0.040	D.121	9.168	0.268	0.36
	10	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.006	0.028	0.056	0.107	0.349
11	0	0.314	0.006	9.942	0.020	0.004	0.000	000.0	0.900	0.000	0.000	9.00
	1	0.304	0.236	9.155	8.893	0.027	4465	0.001	0.000	0.000	0.000	0.00
	2	0.213	0.295	0.258	4.200		0.027	0.005	0.001	0.000	6.000	0 uð.
	3	0.071	0.221	0.258	0.257	0.177	0.061	0.023	0.004	9.001	0.000	1.00 0
	- 4	0.016	0.111	0.172	8.ZZ	0.236	9.1 61	0.070	0.017	9.806	0.002	0.000
	5	0.00Z	4.035	0.000	4.132	6.221	0.226	6.147	6.057	6.8Z7	0.010	0.003
	6	0.000	•	0.827	9.857	0.147	0.226	6.221	6.132	0.000	0.039	0.992
	7	0.000	0.002	0.006	9.617	0.070	0.162	0.236	6.220	0.172	0.111	0 01a
	8	0.000	0.000	0.001	0.001	0.023	0.061	0.177	0.257	0.256	0.221	0.071
	શ	0.000	0.000	0.000	0.001	0.005	0.027	0.007	0.203 -	0.258	0.295	0.213
		0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.005	0.027	0.093	0.155	0.236 0.086	0.464
	"	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.020	0.042	0.086	0 314

Table I (continued)

							P					
n	x	0.1	0.2	0.25	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.75	0.8	0.9
12	0	0.282	0.069	0.032	0.014	0.002	0.000	0.000	0.000	9.900	0.000	0.000
	1	0.377	0.206	0.127	0.071	0 017	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	2	0.230	0 283	0.232	0 168	0.064	0.016	0.002	0.000	0.000	0.000	0 000
	3	0.085	0.236	0.258	0.240	0.142	0.054	0.012	0.001	0.000	0.000	0.000
	4	0.021	0.133	0.194	0.231	0.213	0.121	0.042	0.008	0.002	0.001	0.000
	5	0 004	0.053	0.103	0 158	0.227	0.193	0.101	0.029	110.0	0.003	0 000
	6	0.000	0.016	0.040	0 079	0.177	0.226	0.177	0.079	0.040	0.016	0 000
	7	0.000	0 003	0.011	0 029	0.101	0.193	0.227	0.158	0.103	0.053	0 004
	8		0 001	0 002	0 008	0 042	0.121	0.213	0.231	0 194	0.133	0 021
	9	0 000	0 000	0.000	1000	0.012	0.054	0.142	0.2+0	0.258	0.236	0.085
	10	0 000	0 000	0 000	0.000	0.002	0.016	0 064	0.168	0.232	0.283	0 230
	11	0 000	0 000	0 000	0.000	0 000	0.003	0.017	0.071	0.127	0.206	0 377
	12	0.000	0.000	0.000	0 000	0 000	0.000	0.002	10.0	0 032	0.069	0.282
13	0	0.254	0.055	0.024	0.010	100.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0′ 0	0 000
	1	0.367	0.179	0.103	0 054	0.011	0.002	0.000	0.000	0.000	0 000	0 000
	2	0.245	0.268	0.206	0.139	0.045	0.010	0.001	0.000	0.000	0 000	0.0 J
	.3	0.100	0.246	0.252	0.218	0.111	0.035	0.006	0.001	0.000	.000	00"
	4	0.029	0.154	0.210	0.234	0.184	0.087	0.024	0.003	0.001	0.000	0.OL .
	5	0.006	0.069	0.126	0.180	0.221	0.157	0.066	0.014	0.005	0.001	0 000
	6	0.001	0 023	0.356	0.103	0.197	0.209	0.131	0.044	0.019	0.006	0 000
	7	0.00	0 005	J.019	0.044	0.131	0.20)	0.197	0.103	0.056	0.023	0 001
	8	0.000	C.001	0.005	0.014	0.066	0.157	0.24i	0.180	0.126	0.069	0.006
	9	0.000	0.000	0.001	0.003	0 024	0.087	0.184	0.23+	0.210	0.154	0 028
	10	0.000	0.000	0.000	0 001	0.006	0.035	0.111	0.218	0.252	0.246	0 100
	11	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.010	0.045	0.139	0.206	0.268	0.245
	12	0 000	0.000	0.000	0 000	0.000	0.002	0.011	0.054	0.103	0.179	0.367
	13	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	100.0	0.010	0.024	0.055	0.254
14	0	0.229	0.044	0.018	0.007	0.001	0 000	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	1	0.356	0.154	0.083	0.041	0.007	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	2	0.257	0.250	0.180	0.113	0.032	0.006	0.001	0.000	0.000	0.000	0 000
	3	0.114	0.250	0.240	0.194	0.085	0.022	0.003	0.000	0.000	0.000	0 000
	4	0.035	0.172	0.220	0.229	0.155	0 061	0.014	0.001	0.000	0 000	0 000
	5	0.008	0 086	0 147	0 196	0 207	0.122	0.0+1	0.007	0.002	0 000	0 000
	6	0.001	0 032	0 073	0.126	0 207	0.183	0.092	0.023	8.00.0	0.002	0.000
	7	0 000	0.009	0.028	0 062	0 157	0.209	0.157	0.062	0.028	0 009	0.000
	8	0 000	0.002	0 008	0 023	0.092	0 183	0.20	0.126	0.0~3	0.032	1000
	10	0.000	0.000	0.003	0 007	0.041	0 122	0.207	0 196	C.147	0.950	0.008
	11	0.000	0.000	0 000	0.001	0 014	0 061	0 155	0 229	0.220	0.172	0.035
	12	0 000	0.000	0 000	0 000	0 003	0.022	0.085	0.194	0 240	0 250	0 114
	13	0 000	0 000	0 000	0 000	0 000	0.006	0.032	0.113	0 180	0.250	0 257
	14	0 000	000	0 000	0.000	0 000	100.0	000	1100	1 063	0.154	0.356
_		- 500	0.000	0 000	0.000	0 000	0.000	0 (21)	0 007	0.018	0.0+4	0 229

TIA

Table 1 (continued)

							,					
	x	01	0.2	0.35	23	4.1	05	06	Q7	075	0.5	07
75	0	0.306	6435	0.913	0.605	-	6.000	0.000	4.000	0.000	0.000	U.#99
	f	8.743	0.133	7.867	0.051	9.905	6,460	0.000	0.000	0.000	4.999	4.000
	2		0.331	0.1%	0.092	0.022	Q.	9.0930	0.000	9,000	4.400	G AND
		Ø 129	3.750	9.225	6.1.9	9.963	4414	9.642	9.000	0.000	9.000	U.UUN
	÷	60-4	6.188	8.225	0.219	0 12	9.042	9.00°	0.001	0.000	4.000	d aug
	- 5	G 200	0.163	0.165	9.206	8,306	0.092	0.024	0.003	0.001	0.000	U.000
	6	G.(MA)	0.0+3	6.292	0.147	6.297	6153	0.061	8.012	9.563	0.001	0.000
	7		9.014	0.639	0.000	9.177	6.196	0.118	0.035	8.983	0.003	0.000
		7 000	8.563	6.913	6.035	0.118	6.196	0.177	0.081	0.039	0.014	0.000
		6000	0.001	0.003	8.612	6.061	6123	0 297	8 147	0.092	8843	0.002
		6.000	9.098	6.601	0.003	9.634	0.092	0.186	0.286	0 165	0.103	0.010
	#	8.000	0.000	0.000	0.001	0.007	0.012	0.127	0.219	8.225	0.146	8.043
		0 800	9.000 9.000	0.000	0.000	0.002 0.000	9.001	0.063	0.170	8.225 0.156	0.250	0.267
		0.000		9,000	0.000	9.400		0.022	0.031	0.150	0.151	0.345
		6.036 6.666	0.000	9.000	0.000	9.000	0.900	0.000	6.005	9.013		0.305
	15	4.000	6.000	4.000		-3300	4.00	Q.190U	41000	•	0.055	0.500
*	_	0.122	0.812	0.003	9.002	9,000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.990	9.200
_		6.270	0.056	0.021	e.007	9.000	0.000	9 000	0.000	9.000	8,000	0.600
	2		9.137	6.667	9.528	0.003	9.000	0.000	0.000	0.000	6.000	0.000
		0.190	4.205	0.134	0.872	0.012	9,001	0.505	0.000	0.000	0.000	0.000
	4		0.218	9.250	0.130	0.035	0.005	0.700	8,008	9.000	0.000	0.000
		0.032	0.175	0.202	0.177	0.075	0.015	6.001	6.000	0.000	0.000	0.900
		0.007	9.109	9.169	0.192	0.124	0.037	0.005	0.000	9.800	0.000	0.000
	7		9.055	0.112	0.164	0.166	0.874	0.015	0.001	0.000	6.000	0.000
		8.800	0.022	9 061	0.114	0.100	0.120	0.035	0.004	9.001	0.000	0.000
		O. SEC	0.007	0.027	0.065	0.160	0.160	0.071	0.012	0.003	0.000	0.003
	70	8.000	6.002	0.010	0.031	6.117	0.176	0.117	0.031	6.010	0.002	0.000
	11	0.00	0.000	0.003	0.012	0.071	0.16C	0.160	0.065	0.027	9.067	U 900
	12	6.000	0.000	0.001	0.004	8.635	6.126	6.190	0.114	0.061	0.022	0 000
	13	0.000	6.000	0.000	109.0	8.815	964	0.166	0.164	0.112	0.055	0 002
	14	0.000	0.000	6.600	0.000	0.005	9.85	8.124	0.192	9.169	0.109	##89
		0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	9.915	0.075	0.179	0.202	0.175	0032
	16	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0U0	6.005	0.035	0.130	9.198	0.216	6.070
	17	6.000	0.000	0.000	9.000	0.000	0.001	0.012	0.872	0.154	0.305	6.170
	15	0.000	6.600	0.000	0.000	6.000	0.500	6.003	0.028	0.067	0.15	0.285
	77	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	6.600	0.000	0.007	0.021	0.056	9.270
	20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	4.000	9.000	0.001	9.803	0.012	6.122

۲۱۹ اکپول ا**لثان**س

ئوزيع بواسون هوٿ قوسط قصيني - عن " ، استقير خطوهي - x

TABLE OF POISSON PROBABILITIES

For	a given	value of	μ, entry	indicates	the prol	ability of	obtainin	g a spec	ifed valu	le of X
x	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
-	.9048	.8187	.7=08	.6703	.6065	.5488	. 4966	. 4493	.4066	.3879
1	.0905	. 1637	.27.2	. 2681	.3033	.3293	.3476	.3595	.2650	.3679
2	.0045	.0164	.03	.0536	.0788	.0988	.1217	.1438	.1647	. 1839
3	.0002	.0011	.67.3	.0072	.0126	.0198	.0284	.0383	.0494	.0613
4	.0000	.0001	.0063	.0007	.0016	.0030	.0050	.0077	.0111	.0153
5	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0004	.0007	.0012	.0020	.0031
6	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0003	.0005
7	0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001
_						μ				
X.	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	1.6	1.7	1.8	1.0	2.0
0	.3329	.3012	.2725	.2466	.2231	.2019	. 1827	. 1653	.1496	. 1353
1	.3662	.3614	. 3543	. 3452	.3347	. 3230	.3106	. 2975	.2842	. 2707
2	.2014	.2169	. 2303	. 2417	.2510	. 2584	.2640	.2678	. 2700	. 2707
3	.0738	.0867	.0998	.1128	. 1255	. 1378	. 1496	. 1607	.1710	. 1804
4	.0203	.0260	.0324	. 0395	.0471	. 0551	.0636	.0723	.0812	.0902
5	.0045	.0062	.0084	.0111	.0141	.0176	.0216	.0260	.0309	.0361
6	.0008	.0012	.0018	.0026	.0035	.0047	.0061	.0078	.0098	.0120
7	.0001	.0002	.0003	.0005	.0008	.0011	.0015	.0020	.0027	.0034
8	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002	.0003	.0005	.0006	.0009
9	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002
x	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	2.6	2.7	2.8	2.9	3.0
0	.1225	.1108	.1003	.0907	.0821	.0743	.0672	.0608	.0550	.0498
i	.2572	.2438	.2306	.2177	.2052	.1931	.1815	.1703	. 1596	.1494
2	.2700	.2681	2652	.2613	.2565	.2510	.2450	.2384	.2314	.2240
3	.1890	.1966	. 2033	.2090	.2138	.2176	.2205	.2225	.2237	,2240
4	.0992	.1082	.1169	. 1254	. 1336	.1414	.1488	.1557	.1622	.1680
5	.0417	.0476	.0538	.0602	.0668	. 0735	.0804	.0872	.0940	.1008
6	.0146	.0174	.0206	.0241	.0278	.0319	.0362	.0407	.0455	.0504
7	.0044	.0055	.0068	.0083	.0099	.0118	.0139	.0163	.0188	.0216
8	0011	.0015	0019	.0025	.0031	0038	0047	.0057	.0068	.0081
9	.0003	.0004	OX)US	.0007	.0009	.0011	0014	.0018	0022	.0027
0	.0001	0001	0001	.0002	.0002	.0003	.0004	.0005	.0006	.0008
1	.0000	.0000	OHAX	.0000	.0000	0001	.0001	.0001	.0002	.0002
2	.0000	.00110	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001
										-
1	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.9	3.9	4.0
;	.0450	.0408	(1369	.0334	.0302	.0273	.0247	.0224	.0202	.0183
1	.1397	. 1304	. 1217	.1135	. 1057	.0984	.0915	.0850	.0789	.0733
:	.2165	. 2087	200%	. 1929	. 1850	. 1771	.1692	. 1615	. 1539	1465
١,	. 2237	2226	2209	. 2186	.2158	. 2125	. 2087	. 2046	. 2001	. 1954
1	.1734	. 1781	. 1823	. 1858	.1888	. 1912	. 1931	. 1944	. 1951	1954
	1075	1140	1203	1264	.1322	1377	1429	1477	1522	1563
	#555	Dills	mai.	0716	0771	0826	0881	UP136	155-55	1042
	0246	0278	0.312	1:345	00082	0425	0466	0508	usal	0595
	0095	0111	0129	0145	0169	0191	0215	0241	(1269	0.298
	.0033	.0040	(MHT	(H156	. LHNG6	.0076	0089	0102	.0116	.0132

Table E.6
TABLE OF POISSON PROBABILITIES

X	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
0	.9048	.8187	.7408	.6703	.6065	. 5488	.4966	. 4493	. 4066	.367
1	.0905	.1637	.2222	2681	.3033	.3293	.3476	.3595	.2650	.867
2	.0045	.0164	.0333	.0536	.0758	.0988	.1217	.1438	.1647	.183
3	.0002	.0011	.0033	.0072	.0126	.0198	.0284	.0383	.0494	.061
4	.0000	.0001	.0003	.0007	.0016	. 0030	.0050	.0077	.0111	.015
5	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0004	.0007	.0012	.0020	.003
6	.0000	.0000	.0000	.00:)0	.0000	.0000	.0001	.0002	.0003	.000
7	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.000
X.	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	# 1.6	1.7	1.8	1.9	2.0
<u>-</u>			-		1.0				1.9	2.0
0	.3329	.3012	.2725	.2456	. 2231	.2019	. 1827	. 1653	. 1496	. 135
1	.3662	.3514	3543	. 3452	. 3347	.3230	.3106	.2975	. 2842	. 270
2	.2014	. 2169	2303	.2417	. 2510	. 2584	. 2640	2673	. 2700	. 270
3	.0203	. 0867 . 0260	.0998	.1128	. 1255 . 0471	. 1378 . 0551	. 1496	. 1507	. 1710	.180
•	1		.0021		.0411	.0001	.0000	0123	.0012	.000
5	0045	.0062	.0084	.0111	.0141	.0176	.0216	0260	. 0309	.036
6	.0008	.0012	.0018	.0026	.0035	.0047	.0061	.0078	.0098	.0120
7	.0001	.0002	.0003	.0005	.0008	.0011	.0015	.0020	. 0027	.0034
8	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002	.0003	.0005	.0006	.0008
9	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002
x	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5	μ 2.6	2.7	2.8	2.9	3.0
_										
0	. 1225	.1108	. 1003	.0907	.0821	.0743	.0672	.0608	0550	. 0498
1	.2572	. 2438	. 2306	.2177	. 2052	. 1931	. 1815	. 1703	. 1596	1494
2	.2700	.2681	.2652	.2613	. 2565	. 2510	.2450	. 2384	. 2314	. 2240
3	.1890	. 1966	. 2033	. 2090	.2138	.2176	.2205	.2225	. 2237	. 2240
4	.0992	. 1082	.1169	. 1254	. 1336	.1414	.1488	. 1557	. 1622	. 1680
5	.0417	.0476	.0538	,0502	.0668	.0735	. მა 04	.0872	. 0940	, 1008
6	.0146	.0174	.0206	.0241	.0278	.0319	. 0362	.0407	. 0455	.0504
7	.0944	.0055	.0068	.0083	.0099	.0118	.0139	.0163	.0188	.0216
8	.0011	.0015	.0019	.0025	.0031	.0038	. 0047	.0057	.0068	.0061
9	.0003	.0004	.0005	.0007	.0009	0011	U014	.0018	0022	.0027
G :	.0001	.0001	1000	.0002	.0002	.0003	,0004	.0005	.0006	9008
:	.0000	UCHOO,	. (NK)G	.0000	.0000	Office	0001	.0001	0.003	.0002
2	.0000	.0000	.0000	0000	.0000	0000	0000	.0000	0000	0001
					#					
	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.9	39	4.0
)	.0450	.0408	.0369	.0334	.0302	0273	0247	.0224	0202	0183
	. 1397	. 1304	.1217	. 1135	. 1057	. 0984	.0915	.0850	.0789	0733
: !	2165	. 2087	. 2000	. 1929	. 1850	. 1771	. 1692	.1615	.1539	1465
1	.2237	2226	. 2209	.2186	2158	.2125	2087	.2046	.2001	1954
1	.1734	. 1781	. 1823	. 1858	.1888	. 1912	. 1931	. 1944	. 1951	. 1954
ij	1075	.1140	.1263	.1264	1322	. 1377	. 1429	.1477	1522	1563
	.0355	(HHH)	.0662	0716	.0771	tht56	0881	0936	(1986)	1042
1	.0246	.0278	.0312	034X	0385	.0425	0466	.050%	0551	0595
ı	0005	0111	.0129	.0148	0169	0191	0215	0241	0269	0298
- 1	.0033	.0040	(R)47	0056	LMIGG	.076	0089	0102	0116	0132

Table E.6 (Continued)

X 1	3.1	3.2	2.3	3.4	3.5	3.6	3.7	3.5	. 1.0	4.0
= 1	.0010	.0013	.0016	.0019	.0023	.0028	.0033	.0079	.0045	.0053
10	.0003	.0004	.0005	.0006	.0007	.0009	.0011	.0013	.0016	.0019
12	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0005	.0006
13	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002
14	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.8000	.0001
,										
X (4.1	4.2	43	4.4	4.5	4.6	4.7	4.8	4.9	5.0
-	.0166	.0150	.0136	.0123	.0111	.0101	.0091	.0082	.0074	.0067
- 1	.0679	.0630	.0583	.0540	.0500	.0462	.0427	.0395	.0365	.0337
2	1393	1323	.1254	.1188	.1125	. 1063	. 1005	.0948	.0894	.0842
3 1	.1904	.1852	.1798	.1743	. 1687	. 1631	. 1574	. 1517	. 1460	. 1404
4	. 1951	.1944	. 1933	. 1917	. 1898	. 1875	. 1849	. 1820	.1789	. 1755
	.1600	.1633	.1682	. 1687	. 1708	.1725	.1738	.1747	. 1753	. 1755
- 1	.1003	.1143	1191	.1237	. 1281	.1323	. 1362	. 1398	. 1432	.1462
7	.0640	.0686	.0732	.0778	.0824	.0969	.0914	.0959	. 1002	. 1044
8	.0328	.0360	.0263	.0428	.0463	.0500	.0537	.0575	.0614	.0653
•	.01.50	.0168	.0188	.0209	.0232	.0255	.0280	.0307	.0334	.0363
10	.0061	.0071	.0081	.0092	.0104	.0118	.0132	.0147	.0164	.0181
11	.0023	.0027	0022	.0037	.0043	.0049	.0056	.0064	.0073	.0082
12	.0008	.0009	.0011	.0014	.0016	.0019	.0022	.0026	.0030	.0034
13	.0002	.0003	.0004	.0005	.0006	.0007	.0008	.0009	.0011	.0013
14	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0003
15	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	. 0002
	•									
	_				*			5.8	5.9	6.0
X	5.1	6.2	6.3	8.4	5.5	5.6	5.7			
	.0061	.0055	.0050	.0045	.0041	.0037	.0033	.0030	.0027	.0025
1	.0311	.0287	.0265	.0244	.0225	.0207	.0191	.0176	.0162	.01 49 .04 46
2	.0793	.0746	.0701	.0659	.0618	.0680	.0544	.0509	.0477	.0692
3	.1348	.1293	.1239	.1185	.1133	.1082	. 1033	.0985	.1383	.1339
4	.1719	. 1681	. 1641	.1600	. 1558	.1515	.1472	.1420		
5	.1753	.1748	.1740	.1728	.1714	. 1697	. 1678	. 1656	. 1632	.1606
	.1490	.1515	. 1537	. 1555	. 1571	. 1584	. 1594	. 1601	. 1605	. 1606
7	.1086	.1125	.1163	. 1200	. 1234	. 1267	. 1298	. 1326	. 1353	.1377
8	.0692	.0731	.0771	.0610	.0849	.0887	.0925	.0962	. 0998	. 1033
9	.0392	.0123	.0454	.0486	.0519	.0552	.0586	.0620	.0654	.0688
10	.0200	.0220	.0241	.0262	.0285	.0309	.0334	.0359	.0386	.0413
11	.0003	.0104	.0116	.0129	.0143	.0157	0173	.0190	.0207	.0225
13	.0039	.0045	.0051	.0058	.0065	.0073	.0082	.0092	.0102	.0113
18	.0015	.0018	.0021	.0024	.0028	.0032	.0036	.0041	.0046	.0022
14	.0006	.0007	.0008	.0009	.0011	.0013	.0015	.0017	.0019	
15	.0003	.0002	.0003	.0003	.0004	.0005	.0006	.0007	.0008	.0009
16	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003
17	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001

Table E.6 (Continued)

						ji.				
X	6.1	6.2	6.3	6.4	6.5	6.6	6.7	6.8	6.9	7.0
0	.0022	.0020	.0018	.0017	.0015	.0014	.0012	.0011	.0010	.0000
1	.0137	.0126	.0116	.0106	.0098	.0090	.0082	.0076	.0070	.0084
2	.0417	.0390	.0364	.0340	.0318	.0296	.0276	.0258	.0240	.0223
3	.0848	.0806	.0765	.0726	.0688	.0652	.0617	.0584	.0552	.0521
4	.1294	. 1249	.1205	.1162	.1118	. 1076	. 1034	.0992	.0952	.0912
5	.1579	. 1549	.1519	.1487	.1454	.1420	. 1385	. 1349	. 1314	. 1277
6	.1605	.1601	. 1595	. 1586	. 1575	. 1562	. 1546	. 1529	. 1511	.1490
7	.1399	. 1418	. 1435	.1450	.1462	. 1472	. 1480	.1486	. 1489	.1490
8	.1066	. 1099	.1130	.1160	.1188	. 1215	.1240	. 1263	. 1284	.1304
4	.0723	.0757	.0791	. 0825	.0858	.0891	.0923	. 0954	.0985	. 1014
10	.0441	.0469	.0498	.0528	.0558	.0588	.0618	.0649	.0679	.0710
11	.0245	. 0265	.0285	.0307	.0330	. 0353	.0377	.0401	. 0426	.0452
12	.0124	.0137	.0150	.0164	. 0179	.0194	.0210	.0227	.0245	.0264
.3	.0058	.0065	.0073	.0081	.0089	.0098	.0108	.0119	.0130	.0142
14	.0025	. 0029	.0033	. 0037	.0041	.0046	.0052	.0058	.0064	.0071
15	.0010	.0012	.0014	.0016	.0018	.0020	.0023	.0026	.0029	.0033
16	.0004	.0005	.0005	.0006	.0007	.0008	.0010	.0011	.0013	.0014
17	.0001	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006
18	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002
19	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	1000
x	71	7.2	7.3	7.4	7.5	7.6	7.7	7.8	7.9	8.0
<u> </u>	.00.8	.00.7	.0007	.0006	.0006	.0005	.0005	.0004	.0004	.0003
ĭ	.00.59	.0054	.0049	.0045	.0041	.0038	.0035	.0032	.0029	.0027
2	.0208	. 194	.0180	.0167	.0156	.0145	.0134	.0125	.0116	0107
3	.0492	1164	.0438	.0413	.0389	.0366	.0345	.0324	.0305	.0286
4	.0874	.0836	.0799	.0764	.0729	.0696	.0663	.0632	.0602	.0573
-	1									
5	.1241	.1204	.1167	.1130	. 1094	. 1057	.1021	.0986	.0951	.0916
6	.1468	. 1445	.1420	. 1394	. 1367	. 1339	. 1311	. 1282	. 1252	.1221
7	.1489	. 1486	.1481	.1474	. 1465	. 1454	.1442	. 1428	. 1413	. 1396
8	. 1321	.1337	. 1351	.1363	. 1373	. 1382	. 1388	. 1392	. 1395	. 1396
y	.1042	. 1070	.1096	.1121	.1144	.1167	.1187	. 1207	. 1224	. 1241
10	.0740	.0770	.0800	.0829	.0858	.0887	.0914	.0941	.0967	.0993
H	.0478	.0504	.0531	.0558	.0585	.0613	.0640	.0667	.0695	.0722
12	.0283	.0303	.0323	.0344	.0366	.0388	.0411	.0434	. 0457	.0481
13	.0154	.0168	.0181	.0196	.0211	.0227	. 0243	. 0260	.0278	.0296
14	.0078	.0086	.0095	.0104	.0113	.0123	.0134	.0145	.0157	.0169
15	.0037	.0041	.0046	.0051	.0057	.0062	.0069	.0075	.0083	.0090
16	8100.	.0019	.0021	.0024	.0026	.0030	.0033	.0037	.0041	.0045
17	.0007	.0008	.0009	.0010	.0012	.0013	.0015	.0017	.0019	.0021
18	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006	.0006	.0007	.0008	.0009
19	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003		
20	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	1000.	.0001	.0001	.0001	0002
21	.0000	. (XXXX)	.0000	.0000	.0000	.0000	. (1000	.0000	.0001	0001

Table E.6 (Continued)

x	8.1	8.2	8.3	8.4	8.5	8.6	8.7	8.8	8.9	9.0
-0	.0003	.0003	.0002	.0002	.0002	.0002	.0002	.0002	.0001	.0001
i	.0025	.0023	.0021	.0019	.0017	.0016	.0014	.0013	.0012	.0011
2	.0100	.0092	.0021	.0079	.0074	.0018	.0063	.0058	.0054	.0050
3	.0269	.0252	.0237	.0222	.0208	.0195	.0183	.0171	.0160	.0150
4	.0544	.0517	.0491	.0466	.0443	.0420	.0398	.0377	.0357	.0337
5	.0882	.0849	.0816	.0784	.0752	.0722	.0692	.0863	.0635	.0607
6	.1191	.1160	1128	.1097	.1066	. 1034	.1003	.0972	.0941	.0911
7	.1378	.1358	. 1338	. 1317	.1294	.1271	. 1247	. 1222	.1197	.1171
8	.1395	. 1392	. 1388	. 1382	.1375	. 1366	. 1356	. 1344	. 1332	. 1318
9	1256	. 1269	. 1280	.1290	.1299	. 1306	. 1311	. 1315	. 1317	.1318
10	.1017	.1040	.1063	.1084	.1104	.1123	.1140	.1157	.1172	.1186
11	.0749	.0776	.0802	.0828	.0853	.0878	.0902	.0925	.0948	.0970
12	.0505	. 0530	.0555	.0579	.0604	. 0629	.0654	.0679	.0703	.0728
13	.0315	.0334	.0354	.0374	.0395	.0416	.0438	.0459	.0481	.0504
14	.0182	.0196	.0210	.0225	.0240	.0256	.0272	.0289	.0306	.0324
15	.0098	.0107	.0116	.0126	.0136	.0147	.0158	.0169	.0182	.0194
16	.0050	.0055	.0060	.0066	.0072	.0079	.0086	.0093	.0101	.0109
17	.0024	.0026	.0029	.0033	.0036	.0040	.0044	.0048	.0053	.0058
18	.0011	.0012	.0014	.0015	.0017	.0019	.0021	.0024	.0026	.0029
19	.0005	.0005	.0006	.0007	.0008	.0009	.0010	.0011	.0012	.0014
20	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0005	.0006
21	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0062	.0003
22	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001
					μ					
x	9.1	9.2	9.3	9.4	9.5	9.6	9.7	9.8	9.9	10
-	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0000
i	.0010	.0009	.0009	.0008	.0007	.0007	.0006	.0005	.0005	.0005
2	.0046	.0043	.0040	.0037	.0034	.0031	.0029	.0027	.0025	.0023
3	.0140	.0131	.0123	.0115	.0107	.0100	.0093	.0087	.0081	.0076
4	.0319	0302	.0285	.0269	.0254	.0240	.0226	.0213	.0201	.0189
5	.0581	.0555	.0530	.0506	.0483	.0460	.0439	.0418	. 0398	. 0378
6	.0881	.0851	.0822	.0793	.0764	.0736	.0709	.0682	. 0656	.0631
7	.1145	.1118	.1091	.1064	. 1037	. 1010	.0982	. 0955	.0928	.0901
8	.1302	. 1286	. 1269	. 1251	.1232	.1242	. 1191	. 1170	.1148	. 1126
•	.1817	. 1315	.1311	.1306	. 1300	. 1293	. 1284	.1274	. 1263	. 1251
10	.1198	. 1210	.1219	.1228	.1235	. 1241	. 1245	.1249	.1250	. 1251
11	.0991	. 1012	. 1031	. 1049	. 1067	. 1083	. 1098	.1112	.1125	. 1137
13	.0752	.0776	.0799	.0822	.0844	.0866	.0888	.0908	.0928	.0948
18	.0526	.0549	.0572	.0594	.0617	.0840	.0662	.0685	.0707	.0729
14	.0342	.0361	.0380	.0399	.0419	.0439	.0459	.0479	.0500	.0521
15 16	.0208	.0221	.0235 .0137	.0250	.0265	.0281	.0297	.0313	.0330	.0347
17	.0063	.0069	.0075	.0147 .0081	.0157 .0088	.0168	.0180	.0192	.0204	.0217
18	.0032	.0035	.0075	.0042	.0088	.0095	.0103	.0111	.0119	.0128
19	.0015	.0017	.0019	.0042	.0023	.0051	.0055	.0060	.0065	.0071
	.0010	.0011	.0019	.0021	.0020	.0026	.0028	.0031	.0034	.0037

Table E.6 (Continued)

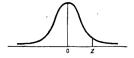
					,					
x	9.1	9.2	9.3	9.4	9.5	9.6	9.7	9.8	9.9	10
20	.0007	.0008	.0009	.0010	.0011	.0012	.0014	.0015	.0017	.0019
21	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006	.0006	.0007	.0008	.0009
22	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004
23	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	1000.	.0002	.0002
24	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001
					μ					
X	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
1	.0002	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
2	.0010	.0004	.0002	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
3	.0037	.0018	.0008	.0004	.0002	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000
4	.0102	.0053	.0027	.0013	.0006	.0003	.0001	.0001	.0000	.0000
5	.0224	.0127	.0070	.0037	.0019	.0010	.0005	.0002	.0001	.0001
6	.0411	.0255	.0152	.0087	.0048	.0026	.0014	.0007	.0004	.0002
7	.0646	. 0437	.0281	.0174	.0104	.0060	.0034	.0018	.0010	.0005
8	.0888	.0655	.0457	.0304	.0194	.0120	.0072	.0042	.0024	.0013
9	.1085	.0874	.0661	.0473	.0324	.0213	.0135	.0083	.0050	.0029
10	.1194	.1048	.0859	.0663	.0486	.0341	.0230	.0150	.0095	.0058
11	.1194	. 1144	.1015	.0844	. 0663	.0496	. 0355	. 0245	.0164	.0106
12	.1094	. 1144	. 1099	.0984	.0829	1880.	.0504	. 0368	. 0259	.0176
13	.0926	. 1056	. 1099	.1060	.0956	.0814	. 0658	.0509	. 0378	.0271
14	.0728	.0905	.1021	. 1060	. 1024	. 0930	.0800	.0655	.0514	. 0387
15	.0534	.0724	.0885	.0989	. 1024	.0992	.0906	.0786	. 0650	.0516
16	.0367	. 0543	.0719	.0866	.0960	.0992	.0963	. 0884	.0772	.0646
17	.0237	.0383	.0550	.0713	.0847	. 0934	.0963	. 0936	.0863	.0760
18	.0145	.0256	.0397	.0554	.0706	.0830	.0909	.0936	.0911	.0844
19	.0084	.0161	.0272	.0409	. 0557	. 0699	.0814	. 0887	.0911	.0888
20	.0046	.0097	.0177	.0286	.0418	. 0559	.0692	.0798	.0866	.0888
21	.0024	.0055	.0109	.0191	.0299	.0426	.0560	.0684	.0783	.0846
22	.0012	.0030	.0065	.0121	.0204	. 0310	.0433	. 0560	.0676	.0769
23	.0006	.0016	.0037	.0074	.0133	0216	. 0320	.0438	. 0559	. 0669
24	.0003	.0008	.0020	.0043	.0083	.0144	.0226	.0328	.0442	.0557
25	.0001	.0004	.0010	.0024	.0050	.0092	.0154	.0237	.0336	.0446
26	.0000	.0002	.0005	.0013	.0029	.0057	.0101	.0164	.0246	.0343
27	.0000	1000.	.0002	.0007	.0016	.0034	.0063	.0109	.0173	.0254
28	.0000	.0000	.0001	.0003	.0009	.0019	.0038	.0070	.0117	1810
29	.0000	.0000	.0001	.0002	.0004	.0011	.0023	.0044	.0077	.0125
30	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0006	.0013	.0026	.0049	.0083
31	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0003	.0007	.0015	.0030	.0054
32	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0004	.0009	.0018	.0034
33	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0005	.0010	.0020
34	.0000	.0000	.0000	.0000	. 0000	.0000	.0001	.0002	.0006	.0012
35	.0000	,0000	0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	0003	.0007
36	.0000	OOO	. (200)	, (N)()()	. (XXX)	. 0000	0000	.0001	.0002	. (MM)4
37	. (0000)	(KXX)	(XXX)	. (XXX)	(XXXII)	COOC	(NYK)	, UUKK)	(HK)I	. INNT2
38	(KKK).	(800)	(888)	, (XXX)()	(6)(0)	(XXX)	OOO	0000	CHAND	1000
39	.0000	CHOCKS	,0000	.0000	.0000	. 0000	O(XX)	.0000	. (1000)	1000

SOURCE: Extracted from William H. Beyer (ed.), CRC Basic Statistical Tables (Cleveland: The Chemical Rubber Co., 1971).

۲۲۰ الجدول الثالث

التوزيع العادى المعيارى

Table E.2
THE STANDARDIZED NORMAL DISTRIBUTION



Entry represents area under the standardized normal distribution from the mean to Z

z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0.0		.0040	.0080	.0120	.0160	.0199	.0239	.0279	.0319	.0359
0.1		.0438	.0478	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
0.2		.0832	.0871	.0910	.0948	.0987	.1026	.1064	.1103	.1141
0.3	.1179	.1217	.1255	.1293	.1331	.1368	.1406	.1443	.1480	.1517
0.4		.1591	.1628	.1664	.1700	.1736	.1772	.1808	.1844	.1879
0.5		.1950	.1985	.2019	.2054	.2088	.2123	.2157	.2190	.2224
0.6 0.7		.2291	.2324	.2357	.2389	.2422	.2454	.2486	.2518	.2549
0.7		.2612	.2042	.2673 .2967	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
0.9		.3186	.3212	.3238	.2995 .3264	.3023	.3051	.3078	.3106	.3133
							.3315	.3340	.3365	.3389
1.0	.3413	.3438	.3461	.3485	.3508	.3531	.3554	.3577	.\$599	.3621
1.1	.3643	.3665	.3686	.3708	.3729	.3749	.3770	.3790	.3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	.3944	.3962	.3980	.3997	.4015
1.3	.4032	.4049	.4066	.4082	.4099	.4115	.4131	.4147	.4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	.4279	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.7	.4452	.4463 .4564	.4474	.4484	.4495	.4505	.4515	.4525	.4535	.4545
1.8	.4554	.4364	.4573 .4656	.4582 .4664	.4591 .4671	.4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.9	.4713	.4719	.4726	.4732	.4738	.4678	.4686	.4693	.4699	.4706
						.4744	.4750	.4756	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.4788	.4793	.4798	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.4826	.4830	.4834	.4838	.4842	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	.4861	.4864	.4868	.4871	.4875	.4878	.4881	.4884	.4887	.4890
2.3	.4893	.4896	.4898	.4901	.4904	.4906	.4909	.4911	.4913	.4916
2.4 2.5	.4918	.4920 .4940	.4922 .4941	.4925 .4943	.4927 .4945	.4929	.4931	.4932	.4934	.4936
2.6	.4953	.4955	.4956	.4943	.4943	.4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.7	.4965	.4966	.4967	.4968	.4959	.4960	.4961	.4962	.4963	.4964
2.8	.4974	.4975	.4976 .	.4977	.4977	.4970	.4971	.4972	.4973	.4974
2.9	.4981	.4982	.4982	.4983	.4984	.4978 .4984	.4979	.4979	.4980	.4981
							.4985	.4985	.4986	.4986
3.0	.49865	.49869	.49874	.49878	.49882	.49886	.49889	.49893	.49897	.49900
3.1	.49903	.49906	.49910	.49913	.49916	.49918	.49921	.49924	.49926	.49929
3.2	.49931	.49934	.49936	.49938	.49940	.49942	.49944	.49946	.49948	.49950
3.3	.49952	.49953	.49955 .49969	.49957	.49958	.49960	.49961	.49962	.49964	.49965
3.4	.49966	.49908	.49969	.49970	.49971	.49972	.49973	.49974	.49975	.49976
3.6	49984	.49985	.49978	.49979	.49980	.49981	.49981	.49982	.49983	.49983
3.7	49989	.49990	.49990	.49990	.49986	.49987	.49987	.49988	.49988	.49989
3.8	49993	.49993	.49993	.49994	.49991	.49991	.49992	.49992	.49992	.49992
3.9	49995	19995	19996	.49996	.49994	.49994 .49996	.49994 .49996	.49995	.49995	.49995
		.4,,,,,	-270	.77770	.47770	.47776	.47776	.49996	.49997	.49997

۲۲٦ الجدول الرابع توزيع t

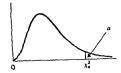
TABLE F	The	t-Distribution
---------	-----	----------------

TABLE	F The	t-Distribu	tion						
Two tailed-	0.900	0.700	0.500	0.300	0.200	0.100	0.050	0.020	0.010 a v
Test	0.100	0.300	0.500	0.700	0.800	0.900	0.950	0.980	0.990 CL
one,	0.450	0.350	0.250	0.150	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005 a va
Tailer	0.550	0.650	0.750	0.850	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995 CL
d.f.					Values	of t			
1	0.158	0.510	1.000	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
2	0.142	0.445	0.816	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	0.137	0.424	0.765	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	0.134	0.414	0.741	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	0.132	0.408	0.727	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	0.131	0,404	0.718	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	0.130	0.402	0.711	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	0.130	0.399	0.706	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	0.129	0.398	0.703	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.25 0
10	0.129	0.397	0.700	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	0.129	0.396	0.697	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	0.128	0.395	0.695	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	0.128	0.394	0.694	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	0.128	0.393	0.692	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	0.128	0.393	0.691	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	0.128	0.392	0.690	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	0.128	0.392	0.689	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	0.127	0.392	0.688	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	0.127	0.391	0.688	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	0.127	0.391	0.687	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	0.127	0.391	0.686	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	0.127	0.390	0.686	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	0.127	0.390	0.685	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	0.127	0.390	0.685	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	0.127	0.390	0.684	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	0.127	0.390	0.684	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	0.127	0.389	0.684	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	0.127	0.389	0.683	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	0.127	0.389	0.683	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	0.127	0.389	0.683	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
10	0.126	0.388	0.681	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
60	0.126	0.387	0.679	1.045	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
120	0.126	0.386	0.677	1.041	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617
∞	0.126	0.385	0.674	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

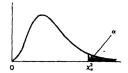
٠..

الجدول الخامس

"chi-square" " نوزیع کیا

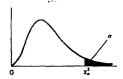


dí	X2.995	χ3,99	χ ² 0.975	χ ² 95	X2.05	χ ² 025	χο.οι	X2 003
		0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879
1	0.000	0.000	0.051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597
2	0.010	0.020	0.216	0.352	7.815	9.348	11.345	12.838
3	0.072	0.115	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.860
4	0.207	0.257	0.831	1.145	11.070	12.832	15.086	16.750
5	0.412	0.554	0.031					18.548
6	0.676	0.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	20.278
7	0.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	21.955
8	1.344	1.646	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	
9	1.735	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23.559
10	2.156	2.558	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.189
	2.603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757
11	3.074	3.571	4.404	5,226	21.026	23.337	26.217	28.3 0
12	3.565	4.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.8.1
13	4.075	4.660	5.629	6.571	23.685	26.119	29.141	31.31
14	4.601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32.80
15	4.001	-	•				32.000	34.267
16	5 142	5.812	6.908	7.962	26.296	28 845		35,718
17	5.697	6.408	7.564	8.6~2	27.587	30.191	33.409 34.805	37,156
18	0 265	7015	8.231	9.390	28.869	31,526		38,582
19	68++	7.633	8 90"	10.117	30 144	32 852	36.191 37.566	39.997
20	7.434	8.260	9.591	10.851	31.410	34 170	37.700	39.27
21	B.03+	8.897	10 283	11.591	32,671	35 479	38.932	41.401
22	8.643	9.5+2	10.982	12.338	33,924	36.781	10 289	42.796
23	9,260	10.196	11.689	13.091	35.172	38 076	+1 638	44.181
24	9.200	10.856	12.401	13.848	36.415	39 364	42.980	45.558
-15	10 520	11.524	13.120	14.611	37.653	40.646	44 314	46.928
-",	10320						45.642	48.290
26	11.160	12.198	13.844	15 379	38.885	41.923	46 963	49.645
27	11.808	12.879	14.573	16.151	40.113	43.194	48.278	50 993
28	12.461	- 13.565	15.308	16.928	41.337	44.461	19 588	52 336
20	15.121	14 256	16.047	₹7.708	+2 557	45.722	50 BUZ	54.672
SO	13 787	14 954	16-91	18 493	45.775	40 000	711 111	



df	χο 995	χ2.99	χ ² 973	χέ 35	χ _{0.05}	χ ² ο.025	X 6 01	χ2.005	df
1	0.000	0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879	1
2	0.010	0.020	0.051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597	2
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.815	9.348	11.345	12 838	3
4	0.207	0.297	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.860	4
5	0.+12	0.554	0.831	1.145	11.070	12.832	15.086	16.750	5
6	0.676	0.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	18.548	6
7	0.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	20.278	7
8	1 344	1. 6-i 6	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	21.955	8
9	1.715	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23 589	و
10	2.1.6	8ر ".2	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.188	10
11	2 603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757	11
12	3.074	3.571	4.404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.300	12
13	3.565	1.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.819	13
14	4.075	4.660	5.629	6.571	23.685	26.119	29.141	31.319	14
15	4.601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32.801	15
16	5.142	5.812	6.908	7.962	26.296	28.845	32.000	34.267	16
17	5.697	6.408	7.564	8.672	27.587	30.191	33.409	35.718	17
18	6.265	7.015	8.231	9.390	28.869	31.526	34.805	37.156	18
19	6.844	7.633	8.907	10.117	30.144	32.852	36.191	38.582	19
20	7.434	8.260	9.591	10.851	31.410	34.170	37.566	39.997	20
21	8.034	8.897	10.283	11.591	32.671	35.479	38.932	41.401	21
22	8.643	9.542	10.982	12.338	33.924	36.781	40.289	42.796	22
23	9.260	10.196	11.689	13.091	35.172	38.076	41.638	44.181	23
24	9.886	10.856	12.401	13.848	36.415	39.364	42.980	45.558	24
25	10.520	11.524	13.120	14.611	37.652	40.646	44.314	46.928	25
26	11 160	12 198	13.844	15.379	38 885	+1.923	45 642	+8.290	26
27	11 808	138.3	14.573	16.151	+0.113	43.194	46.963	19615	27
28	12 461	13 565	15.308	16.928	+1.337	44 461	48.278	50.993	28
29	13.121	14.256	16.047	17.708	42 557	45.722	49.588	52 336	20
30	13.787	14 953	16 791	18 493	45.773	-,)7 ')	50 892	53 672	'0

.hi-square distribution (Values of χ²)



df	χ ² 995	χ2 99	χ ² .975	χ ² .93	χ ² _{0.05}	X2.025	χ _{0.01}	χ ² 005
1	0.000	0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.010	0 020	0.051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.815	9.348	11.345	12 838
4	0.207	0 297	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.412	0.554	0.831	1.145	11.070	12 832	15.086	16.750
6	0.676	0.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	18.548
7	0.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	1.646	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	21 955
9	1.735	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	2.558	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.188
11	2.603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.074	3.571	4.404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.300
13	3.565	4.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.075	4.660	5.629	6.571	23 685	26.119	29.141	31.319
15	4 601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32 801
16	5.142	5.812	6.908	7.962	26.296	28.845	32.000	34.267
17	5.697	6.408	7.564	8.672	27.587	30.191	33.409	35.718
18	6.265	7.015	8.231	9.390	28.869	31.526	34.805	37 156
19	6 844	7.633	8.907	10 117	30.144	32.852	36.191	38.582
20	7.434	8.260	9.591	10.851	31.410	34.170	37.566	39.997
21	8.034	8 897	10.283	11.591	32.671	35.479	38.932	41.401
22	8.643	9.542	10.982	12.338	33.924	36.781	40.289	42.796
23	9.260	10.196	11.689	13.091	35.172	38.076	41.638	44.181
24	9.886	10.856	12.401	13.848	36.415	39.364	42.980	45.558
25	10.520	11.524	13.120	14.611	37.652	40.646	44.314	46.928
26	11.160	12 198	13.844	15.379	38.885	11 923	45.642	48.290
?7	11.808	12879	14.573	16 151	10.113	43.194	46.963	49 645
?S	12.461	13 565	15.308	16.928	41.337	++.+61	48.278	50.993
?9	13.121	14 256	16.047	17.708	42 557	45 722	49.588	52.336
10	13 787	14 953	16 791	18.493	43.773	46.979	50.892	53.672



df for numerator ı 2 3 4 5 7 6 8 ŋ 4052 4999.5 5625 5764 5859 5928 6022 1 5+03 5981 2 98.50 99.00 99 17 99.25 99.30 99.33 99.36 99.57 99 39 3 34.12 30.82 29.46 28.71 28.24 27.91 27.67 27 -19 27.35 4 21.20 18.00 16.69 15.98 15.52 15.21 14.98 14 80 14.66 5 16.26 13.27 12.06 11.39 10.97 10.67 10.46 10.29 10.16 6 10.92 9.78 9.15 8.75 8.47 8.26 8 10 7.98 13.75 7 12.25 9.55 H. 15 7.85 7.16 7.19 6.99 681 6.72 6.63 8 11.26 8.65 7.59 7.01 6.37 6.18 6.03 5.91 9 10.56 8.02 6.99 6.42 6.06 5.80 5.61 5.47 5.35 7.56 6.55 5.6·i ΙU 10.04 5.99 5.39 5.20 5 06 4.94 11 9 65 7.21 6.22 5.67 5.32 5.07 4.89 171 4.63 4 50 5.06 4.64 4.39 12 9.33 6.93 5.95 5.41 4.82 13 9 0 6.70 5.74 5.21 4.86 4.62 4.44 1.30 4 19 14 6.51 5.56 5.04 4.69 4.46 4.28 4.11 4.03 8.00 of for denominator H.6H 4.56 3 89 15 6.36 5.42 4.89 4.32 4 14 4 00 16 8.53 6.23 5.29 4.77 4.44 4.20 4.03 3.89 1.78 17 8. io 6.11 5.18 4.67 4.34 4.10 393 3.79 3 68 3.60 18 8.29 6.01 5.09 4.58 4.25 4.01 3.H4 3.71 3.52 19 8.18 5.93 5.01 4.50 4.17 3.94 3.77 3.63 3 56 5.85 5.87 3 70 5 16 _4) 8.10 4.91 4.43 4.10 5.78 4.87 4.37 151 1 10 21 8.02 1.01 3 81 361 **-**.95 5.72 4 82 3.76 4 59 3 15 4 45 22 4.31 199 4.76 4.26 23 7 88 5.66 394 5.71 154 3 11 4 40 4.72 21 7.82 5.61 4.22 3.90 3 67 5 50 \$ 56 5 26 3 22 25 7.77 5.57 4.68 4.18 1.85 1.61 3.46 4 32 -.-2 5.53 4.61 4.14 3 82 3.59 3 42 3 29 5 18 ٠٢, 3 15 ,-7 68 5.49 4.60 4.11 5.78 3.56 3.59 3 26 4.57 4.56 3 12 28 7.64 5.45 4.07 3.75 1.53 3 24 راح 7.60 5.42 4.54 4.01 3.73 3.50 3.33 3 20 3.09 7 56 451 31 307 30 5.39 4 02 1.70 347 3 40 280 ** 7 41 5 18 . 41 3 ×5 3.51 1 20 5.12 2 450 (4) - 08 1 98 . 15 105 112 2.95 283 272 4.54 0 XS 4.79 505 51 290 _ ~9 200 120 5. 18 1 8 2 80 251 664 1,61 5.32 102 200

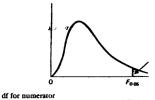
Adapted from O. B. Owen, Handlunk of Statistical littles. Counters of the Mount Livings Commission. Reading MA Address Wesley, 1962

df for aumerator

	oc	120	60	40	30	24	20	15	D	30
3	6366	6539	6313	6287	6261	6235	6209	957	6 306	6054
2	99.50	99.49	99:48	99:47	99 47	99.46	99.45	99.43	99.62	99.40
3	26.13	26.22	26.32	26.41	26.50	26.60	26.69	26.87	27.05	27.23
į.	13.46	13.56	13.65	13.75	13.84	13.93	14.02	14.20	14.37	14.55
5	9.02	9.11	9.20	9.29	9.38	9.47	9.55	9.72	9.89	10.05
6	6.86	6.97	7.06	7.14	7.23	7.31	7.48		7.72	7.87
7	5.65	5.74	5.82	5.91	5.99	6.87	6.16	631	6.67	6.62
8	4.86	4.95	5.03	5.12	5.20	5.28	5.36		5.67	5.81
9	4.31	4.40	4.48	4.57	4.65	4.73	4.81	4.96	5.11	5.26
16	3.91	4.06	4.08	4.17	4.25	4.33	4.41	4.56	4.71	4.85
II	3.66	3.69	3.78	3.86	3.94	4.02	4.10	425	4.40	4.54
12	3.36	3.45	3.54	3.62	3.70	3.78	3.86	4.01	4.36	4.30
13	3.17	3.25	3.34	3.43	3.51	3.59	3.66	3.82	3.96	4.16
14	3.80	3.09	3.18	3.27	3.35	3.43	3.51	3.66	3.80	3.96
"]	3.00	3.49	3.10	3-27	3.30	3.43	5.51	,,,,,		22.
15	2.87	2.96	3.05	3.13	3.21	3.29	3.37	3.52	3.67	3.80
76	2.75	2.84	2.93	3.02	3.10	3.18	3.26	3.41	3.55	3.69
F7	2.65	2.75	2.83	2.92	3.00	3.08	3.16	3.31	3.4	3.59
18	2.57	2.66	2.75	2.84	2.92	3.00	3.08	3.23	3.37	3.51
19	2.49	2.58	2.67	2.7 6	2.84	2.92	3.00	3.15	3.30	3.43
20	242	2.52	2.64	2.69	2.78	2.86	2.94	3.09	3.25	3.37
21	2.36	2.46	2.55	2.64	2.72	2.80	2.88	3.45	3.17	3.31
22	2.31	2.46	2.56	2.58	2.67	2.75	2.83	2.98	3.12	3.26
23	2.26	2.35	2.45	2.54	2.62	2.70	2.78	2.93	3.67	3.21
24	2.21	2.31	2.40	2.49	2.58	2.66	2.74	2.89	3.95	3.17
25	2.17	2.27	2.36	2.45	2.54	262	2.70	2.85	239	3.13
26	2.13	2.25	2.35	2.42	2.50	2.58	2.66	2.81	236	3.09
27	2.10	2.29	2.29	2.36	2.47	2.55	2.63	2.78	235	3.06
20	2.06	2.17	2.26	2.35	2.44	2.52	2.60	2.75	2.50	3.65
25	2.85	2.34	2.25	2.55	2.63	2.49	2.57	~ 2.75 -	2.87-	3.00
او	2.01	2.11	2.21	2.36	2.39	2.47	2.55	2.79	286	258
	1.89	1.92	2.02	2.11	2.28	2.29	2.37	2.52	25	2.89
2	16	1.73	1.84	1.94	2.63	2.12	2.20	2.35	2.50	263
20	1.38	1 33	1.66	1.76	146	1.95	2.03	2.19	2.34	247
-	1.00	1.32		1.59	1.70	1.79	1.88	2.04	2.18	2 32

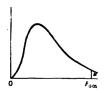
df for denominator

Table VII Values of Faos



		1	2	3	4	5	6	7	8	
Γ	1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	
1	2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	
l	3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	
ı	4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	
l	5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	
l	5	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	
ı	7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	
ı	8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	
l	9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	
	10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	
l	11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	
l	12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	
l	13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	
l	14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	
ļ	'''	4.00	3.74	3.51	3.11	2.70	2.07	2.70	2.70	
ı	15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	
	16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	
l	17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	
	18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	
١	19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	
	20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	
	21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2 49	2.42	
l	22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2 35	2.46	2.40	
ı	23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	- 53	2.44	2.37	
l	24	4.26	3i0	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	
	25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.+0	2.34	
l	26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	
١	27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	
ı	28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	
l	29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	
ı	30	4.17	3 32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.55	2.27	
	10	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.54	2.25	2.18	
	60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	
١	120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.17	2.09	2.02	
	8	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	

Table VII Values of Form



đf	for	numerator

					numerat			
_	1	2	3	4	.5	6	7	8
1		199.5	215.7	224.6	230.2	2,14.0	236.8	238.9
2		19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85
4		6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.0 i
١.	1							
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82
6		5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15
7		4.74	4.35	4.12.	3.97	3.87	3.79	3.73
8		4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3 .23
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77
i4	4.60	3.74	3.34	3.11	. 2.96	2.85	2.76	2.70
1				-				
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55
18	4.41,	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.5-i	2.48
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45
21	1.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42
22	4.30	3 44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.42
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.66 2.6-i	2.53	2.44	2.37
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.53	2.42	2.36
			J. U.	2.70	2.02	à. 71	2.42	يمد
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34
26	4.25	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39 -	2.32
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	. 2.29
29	4.18	.3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28
#1	6.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.55	2.2
10	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.33	2.18
60	4.90	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	217	2.10
130	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.17	2.09	2.02
~	3.84	3.00	2.60	2.5	2.21	2.10	201	1.94
		.,	2.00	±.,7	2.21	2.10	201	1.94

NI blima kala 10.

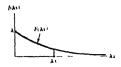
df for denominator

الىابىسىسىع	الجدرل
-------------	--------

_						·	اد العشوة	ول الأعد	جد
63271	59986	71744	51102	15141	80714	 58683	93108	13554	79945
88547	09896	95436	79115	08303	01041	20030	63754	08459	28364
55957	57243	83865	09911	19761	66535	40102	26646	60147	15702
46276	87453	44790	67122	45573	84358	21625	16999	13385	22782
55363	07449	34835	15290	76616	67191	12777	21861	68689	03263
69393	92785	49902	58447	42048	30378	87618	26933	40640	16281
13186	29431	88190	04588	38733	81290	89541	70290	40113	08243
17726	28652	56836	78351	47327	18518	92222	55201	27340	10493
36520	64465	05550	30157	82242	29520	69753	72602	23756	54935
8162E	3611X)	39254	56×35	37636	02421	98063	E9641	64953	99337
81749	44448	75215	75498	49539	. 74240	03466	49292	36-101	45525
63291	11613	12613	75055	43915	26488	41116	64531	56827	30825
70502	53225	03655	05915	37140	57051	4×393	91322	25653	06543
06426	24771	59935	49801	11012	66762	94477	02494	88215	27191
10711	55609	294,10	70165	12409	78484	31639	52009	18873	96927
21-1-10	7615 1X	77191	25860	55204	73417	#3920	44+F6	74972	18712
1.452	36618	74298	2667X	89131	7767K	95567	293KO	7590ci	91807
3 .342	40,018	57099	10528	09925	X9773	41335	96244	29002	46453
53766	52875	15987	10005	67342	77592	57651	95508	X(N) 3.3	69828
90585	28022	53122	16025	X4299	53310	67.)XO	X4544	2534x	04132
12001	96291	17201	41414	51530	37069	40261	61374	05815	06714
62606	01151	10127	72157	67248	20135	14801	09226	44414	29457
10078	28071	X5359	50324	11400	15562		06125	71353	77669
91561	10112	24177	1 42-04	140001	98124	75732	OOX (5	83452	97355
13091	98112	einia	79607	52244	63303	10413	63X39	74762	50289
7.364	x.101.4	72457	22682	03033	61714	88173	90X35	Offe 34	X5169
666t K	25467	12241	51043	02365	91726	09365	63167	95264	1441)
×1745	41043	50141	01836	0.4011	51926	43630	63470	76500	14144
4achá	26805	41 444	474017	13357	38412	33318	26098	#27#2	42851
54310	96175	97591	**614	42035	38093	36745	56702	10611	N3514
14877	33095	10924	58013	91139	21882	42059	24177	52739	60170
78295	23179	02771	13144	cont.	71411	05697	67194	10142	21157
67524	02865	10 (0)	54078	04237	92441	26602	63835	38032	41::0
8268	57219	65124	73455	83236	08716	04584	55005	\$4171	17:00
97158	28672	50685	01181	24262	19427	52106	34308	73685	-1516
04230	16831	69085	30802	94449	09205	71829	O#1X8	85450	38707
94×79	56686	30401	02602	57058	20091	549K6	41394	60437	03145
71446	15232	66715	26385	91518	70566	02888	79941	1963.1	54215
32886	05644	4114	19614	B051.7	#8-407	17461	73925	53037	41404
6204X	33711	25290	21526	02223	75947	56- 16-6	06232	10917	5336
14534	42351	21628		×1352	95152	OK 107	4××11	72741	12849
K4707	15xx5	84*10	14000	110120	111.95	3264×	XX141	73402	****
144119 1717X	4056X	64220	11001	[food)	PETAL	5 2*MIX	26174	W15-0-	14145
1-1178	48014	7-4-1	44.4[1]	444)4	4111	24742	96702	22,781	min:
243	48.248	111-14	-de - (1)	****	1144X)	47192	41267	14471	23452
					Mari I				

۲۲۰ الجدول الثلمن جدول التوزيع الأمسي

Values of I (xx) where X has the exponential distribution



A.,	FIAU	A.s	$F(\lambda x)$	Ax	F(Ax)	A.X	F(Ax)
0.0	0.000	2.5	0.918	5.0	0.9933	7.5	0.99945
0.1	0.095	2.6	0.926	5.1	0.9939	7.6	0.99950
0.2	0.181	2.7	0.933	5.2	0.9945	7.7	0.99955
0.3	0.259	2.8	0.939	5.3	0.9950	7.8	0.99959
0.4	0.330	2.9	0.945	5.4	0.9955	7.9	0.99963
0.5	0.393	3.0	0.950	5.5	0.9959	8.0	0.99966
0.6	0.451	3.1	0.955	5.6	0.9963	8.1	0.99970
0.7	0.503	3.2	0.959	5.7	0.9967	8.2	0.99972
0.8	0.551	3.3	0.963	5.8	0.9970	8.3	0.99975
0.9	0.593	3.4	0.967	5.9	0.9973	8.4	0.99978
1.0	0.632	3.5	0.970	6.0	0.9975	8.5	0.99980
1.1	0.667	3.6	0.973	6.1	0.9978	8.6	0.99982
1.2	0.699	3.7	0.975	6.2	0.9980	8.7	0.99983
1.3	0.727	3.8	0.978	6.3	0.9982	8.8	0.99985
1.4	0.753	3.9	0.980	6.4	0.9983	8.9	0.99986
1.5	0.777	4.0	0.982	6.5	0.9985	9.0	0.99989
1.6	0.798	4.1	0.983	6.6	0.9986	9.1	0.99989
1.7	0.817	4.2	0.985	6.7	0.9988	9.2	0.99990
1.8	0.835	4.3	0.986	6.8	0.9989	9.3	0.99991
1.9	0.850	4.4	0.988	6.9	0.9990	9.4	0.99992
2.0	0.865	4.5	0.989	7.0	0.9991	9.5	0.99992
2.1	Q. N7H	4.6	0.990	7.1	0.9992	9.6	0.99993
2.2	0.889	4.7	0.991	7.2	0.9993	9.7	0.99994
2.3	0.900	4.8	0.992	7.3	0.9993	9.8	0.99994
2.4	0.909	4.9	0.993	7.4	0.9993	9.9	0.99995

Example: If $\lambda = 16$, the probability of observing a value of X less than or equal to 2 is $F(\lambda x) = F[(16)(2)] = F(10) = 0.393$.

٢٣٦ الجدول التاسع

SQUARES, SQUARE ROOTS, AND RECIPROCALS 1-1000

N	Nº.	√N	√10N	N 1 00.					
1.50	22 500	12.24745	38,72983	6666667					
151	22 801	12.28821	38.85872	6622517					
152	23 104	12.32883	38,98718	6578947					
153	23 409	12.36932	39,11521	6535948					
154	23 716	12.40967	39,24283	6493506					
155	24 025	12,44990	39.37004	6451613					
156	24 336	12.49000	39,49684	6410256					
157	24 649	12.52996	39.49564	6369427					
158	24 964	12.56981	39.74921	6329114					
	25 281	12.60952							
159	}		39.87480	6289308					
160	25 600	12.64911	40.00000	6250000					
161	25 921	12.68858	40.12481	6211180					
162	26 244	12.72792	40.24922	6172840					
163	26 543	12.76715	40.37326	6134969					
164	26 896	12.80625	40.49691	6097561					
165	27 225	12.84523	40,62019	6060606					
145	27 556	12.88410	40.74310	6024036					
- 10	27 889	12.92285	40.86563	5988024					
168	28 224	12.96148	40.98780	5952381					
169	28 561	13.00000	41,10961	5917160					
170	28 900	13.03840	1						
			41.23106	. 5882353					
171	29 241	13.07670	41.35215	5847953					
1/2	29 584	13.11488	41.47288	5813953					
173	29 929	13.15295	41.59327	5780347					
174	30 276	13.19091	41.71331	5747126					
175	30 625	13.22876	41.83300	5714286					
176	30 976	13.26650	41.95235	5681818					
177	31 329	13.30413	42.07137	5649718					
178	31 684	13.34166	42.19005	5617978					
179	32 041	13.37909	42.30839	5586592					
180	32 400	13,41641	42,42641	\$555556					
181	32 761	13.45362	42.51409	5524862					
182	-33 124	13.49074	42.66146	E404505					
183	33 489	13.52775	42.77850	5464481					
184	33 856	13.56466	42.89522	5434783					
185	34 225	13.60147	43.01103	5405405					
185	34 596	13.63818	43.12772	5376344					
187	34 969	13.67479	43.24350	5347594					
188	35 344	13,71131	43.35897	5319149					
189	35 721	13.74773	43.47413	5291005					
		1							
190	36 100	13.78405	43.58899	5263158					
191	36 481	13.82027	43.70355	5235602					
192	36 864 37 249	13 \$5641	43.81780	5208 333					
193	37 249 37 636	13.89244	43.93177	5181347					
194		13.92839	44.04543	\$154639					
195		13.96424	44.15550	5128205					
196	38 416	14.00000	44.27189	5102041					
197	38 809	14.03567	44.38468	5076142					
193	39 204	14.07125	41.49719	5050505					
199	39 601	14.10674	÷ .60942	5025126					
200	40 000	14.14214	4 .72136	5000000					
				,					

الجداول الإحصائية

تجميع

الأستاذ الدكتور/عادل عبد الحميد عز

